فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال چهاردهم/ شماره ۴۳/ تابستان ۱۳۸۹/ صفحات ۵۴-۲۳

بررسی تورم و بیکاری در اقتصاد ایران

دکتر سید صفدر حسینی*
حیدر قلی‌زاده**

تاریخ ارسال: ۸۶/۱۲/۱۵ تاریخ پذیرش: ۸۹/۴/۱۵

چکیده

از زمان انتشار اثر فیلیپس در سال ۱۹۵۸، تحولات بسیاری در ادبیات منحنی فیلیپس اتفاق افتاده‌است. در این پژوهش با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۴۳-۱۳۸۶ و با نگاهی تازه به دنبال تبیین تکانه‌های تورم و ارتباط آن با بیکاری هستیم. در این چارچوب، اثر تحولات بازارهای کار، کالا و خدمات، و پول بر نوسان‌های تورم را بررسی می‌کنیم. بدین منظور، متغیرهای غیرقابل‌مشاهده تولید بالقوه، تورم انتظاری و بیکاری انتظاری را با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات محاسبه کرده و براساس آنها متغیرهای مورد نیاز را بازتعریف می‌کنیم. روش‌شناسی پژوهش مبتنی بر رهیافت قُمبای برای انتخاب الگوی مناسب سری زمانی، به برآورد الگوی خودتوضیح برداری منجر شد. نتایج بیانگر نبود هر گونه رابطهٔ معنادار بین نوسان‌های بیکاری و نوسان‌های تورم است. با توجه به تجربه‌های جهانی، به‌نظر می‌رسد روابط منحنی فیلیپس در شرایط نزدیک به اشتغال کامل برقرار می‌شود؛ شاید بیش از سه دهه رکود تورمی در اقتصاد ایران دلیل محکمی بر نبود چنین ارتباطی باشد.

طبقه‌بندی JEL: E2، E3، E4، E5.
واژگان کلیدی: منحنی فیلیپس، تکانهٔ تورم، رویهٔ قُمبای

Archive of SID

* استاد دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی دانشگاه تهران hosseini_safdar@yahoo.com
** دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی دانشگاه تهران gholizadehh@ut.ac.ir

www.SID.ir

مقدمه

خنثی‌بودن پول[۱] نقطهٔ شروع مباحث مربوط به ارتباط تورم و متغیرهای واقعی اقتصاد است. با وجود پشتوانهٔ منطقی و محکم این فرضیه، برخی مشاهدات تجربی بر رابطهٔ مثبت تورم و تولید اذعان دارند. مأموریت مهم اقتصاد کلان، درک این ارتباط‌هاست؛ از جمله پاسخ به این پرسش‌ها که موانع خنثی‌بودن پول چیست؟ و رفتارها و راهبردهای سیاستی چگونه بر این ارتباط‌ها اثر می‌گذارند؟[۲]

"منحنی فیلیپس" ـکه بخش مهمی از پژوهش‌ها، بحث‌ها و مجادلات اقتصادی در نیم قرن گذشته معطوف به آن بوده است[۳] ـرهیافتی برای درک امکان خنثی‌نبودن پول ارائه می‌دهد. دلایل توجه گستردهٔ اقتصاددانان و سیاستگذاران به این منحنی هر چه باشد[۴]، نمی‌توان از پیامدهای طرح آن در آموزه‌های اقتصاد کلان چشم‌پوشی کرد. به طوری که بیشتر مباحثات دربارهٔ سیاست‌های اقتصادی از درک و برداشت‌های متفاوت از این منحنی ناشی می‌شود؛ حتی دیدگاه‌هایی که اقتصاددانان دربارهٔ اثرهای سیاست‌های کلان (به‌ویژه سیاست‌های پولی) بیان می‌کنند، به درک و تصور آنان از ماهیت، شکل، و ثبات منحنی فیلیپس بازمی‌گردد.

منحنی فیلیپس بیان‌کنندهٔ رابطهٔ آماری است که از تعامل و تقابل پیچیدهٔ انتخاب‌های سیاستی و عمل افراد حاصل می‌شود. در واقع، سیاستگذاری نقش اصلی را در تعیین ماهیت آماری منحنی فیلیپس ایفا می‌کند. درک چنین ارتباطی - مابین سیاستگذاری و منحنی فیلیپس- می‌تواند عامل مهمی در اتخاذ سیاست‌های صحیح اقتصادی باشد.

۱. مبانی نظری و ادبیات موضوع

۱-۱. مروری بر تحولات ادبیات منحنی فیلیپس

در متون اقتصادی از دیرباز دو عقیده در کنار هم مطرح بوده است، یکی ایدهٔ خنثی‌بودن پول و دیگری این اعتقاد که رشد پول و تورم همراه با افزایش تولید و کاهش بیکاری است. چنانکه هر دو عقیده در اثر دیوید هیوم در سال ۱۷۵۲ بیان شده است.[۵] مفهوم رابطهٔ جایگزینی که در منحنی فیلیپس است در نوشته‌های اقتصاددانان کلاسیک قرن‌های هجدهم و نوزدهم به چشم می‌خورد و توماس هامفری آن را به تصویر می‌کشد. این مسأله تا آن حد بوده است که حتی ایروینگ فیشر که نظریهٔ مقداری پول او

---

۱. فرضیهٔ خنثی‌بودن پول بر نبود ارتباط بین عرضهٔ پول و متغیرهای واقعی اقتصاد دلالت دارد؛ به بیان دیگر، سیاست‌های پولی را اصلی‌ترین تعیین‌کنندهٔ تورم می‌داند.

2. Lacker and Weinberg, (2007)

۳. به طوری که حداقل شش اقتصاددان به دلیل پژوهش‌هایی که به صورت مستقیم یا غیرمستقیم بر روی روابط منحنی فیلیپس انجام داده‌اند، جایزهٔ نوبل اقتصادی را دریافت کرده‌اند.

۴. هامفری (Humphry)، برخی دلایل جذابیت و مقبولیت منحنی فیلیپس را عنوان کرده است.

5. Lucas, (1996)

Archive of SID

www.SID.ir

متضمن خنثی‌بودن پول است نیز امکان اثرگذاری واقعی پول و تورم در ادوار تجاری را تأیید می‌کند.[۱]

در متون متأخر اقتصادی، هر دو دیدگاه با ایجاد تمایز بین دوره‌های کوتاه و بلندمدت پذیرفته شده‌اند. خنثی‌بودن پول، موضوعی بلندمدت است که براساس آن مقدار پول افزایش‌یافته، به گردش در می‌آید و در نهایت با توزیع آن در اقتصاد، قیمت‌ها به صورت متناسبی تغییر می‌کند. برخلاف این نظریه، اقتصاددانان کلاسیک مشاهده کردند که افزایش پول و قیمت‌ها به افزایش فعالیت‌های بازرگانی و صنعتی منجر می‌شود. آنان این تفاوت را با مفهوم «اصطکاک[۲]» در بازار توجیه کرده‌اند؛ به این مفهوم که فعالان اقتصادی در کوتاه‌مدت قادر به تشخیص صحیح و کامل سطح عمومی قیمت‌ها و چگونگی تغییر آن نیستند و از این رو، در کوتاه‌مدت پول خنثی نیست. با وجود این، چنین وضعیتی پایدار نیست. چگونگی تمایز بین دوره‌های کوتاه و بلندمدت به اندازه‌ای مبهم است که جان مینارد کینز به کنایه می‌گوید: "در بلندمدت همهٔ ما مرده‌ایم".[۳]

پژوهش فیلیپس[۴]، جزء نخستین کارهایی است که به بررسی این رابطه پرداخته‌است. او با استفاده از داده‌های دورهٔ طولانی‌مدت ۱۸۶۱-۱۹۵۷ دربارهٔ بیکاری و نرخ دستمزدها، منحنی‌ای را استخراج کرد که برای همیشه به اسم او نامگذاری شد. منحنی فیلیپس در آغاز زاییدهٔ کشف رابطه‌ای آماری بود که از مبانی نظری واضح و آشکاری استنتاج نشده بود.[۵] بر اساس نتایج فیلیپس، نرخ پایین بیکاری بیانگر تقاضای اضافی برای نیروی کار است که بر اثر آن، دستمزدها افزایش می‌یابد. در مقابل، تقاضای کم برای نیروی کار نیز به نرخ بیکاری بیشتر و در نتیجه، کاهش سطح دستمزدها منجر خواهد شد. پژوهش‌های بعدی با فرض حرکت هماهنگ سطح قیمت‌ها و نرخ دستمزدها، نرخ تورم را جایگزین نرخ افزایش دستمزدها کردند. سیاستگذاران با فرض باثبات‌بودن رابطهٔ منحنی فیلیپس - نرخ مبادلهٔ دو پدیدهٔ ناخوشایند تورم و بیکاری- و با یک تحلیل هزینه- فایده به دنبال آن بودند تا به بهترین ترکیب تورم و بیکاری بر روی منحنی دست یابند.

با وجود این رویه، ساموئلسون و سولو[۶] در ۱۹۶۰ با برآورد منحنی مشابهی برای داده‌های ایالات متحده از ابتدای قرن بیستم تا ۱۹۵۸، قطعیت و ثبات کمتری را در شیب منحنی مشاهده کردند. تنها با خارج‌کردن داده‌های سال‌های رکود بزرگ و جنگ جهانی دوم بود که الگویی مشابه منحنی فیلیپس بازیابی می‌شد. آنان دریافتند که منحنی فیلیپس در طول زمان به انتقال گرایش دارد و می‌توان با اعمال سیاست‌هایی آن را به سمت چپ انتقال داد. این موضوع به این معنا تفسیر شد که اقتصادهایی که دچار رکود تورمی بودند، می‌توانند با انتقال منحنی فیلیپس از وضعیت بیکاری و تورم زیاد، همزمان رهایی یابند. آنان اصلاحات نهادی - مانند بهره‌وری، سود، نقش اتحادیه‌های صنفی، چگونگی توزیع (مکانی و زمانی) بیکاری و مانند آن- را برای انتقال منحنی فیلیپس پیشنهاد دادند.

---

۱. لیکر و وینبرگ. (۲۰۰۷).

2. friction

۳. لیکر و وینبرگ. (۲۰۰۷).

4. Phillips

5. Hornstein. (2008)

6. Samuelson and solow

Archive of SID

www.SID.ir

در این میان، عدهٔ معدودی نیز بر محدودیت‌های اعمال سیاست‌های تورمی برای کاهش پایدار بیکاری تأکید داشتند. فلپس و فریدمن[1] منحنی فیلیپس را ناشی از اصطکاک‌های جست‌وجو و اطلاعات در بازار کار دانستند، و اظهار کردند که ارتباط بین یک متغیر واقعی و تورم اسمی مبتنی بر درک نادرست تورم در بخشی از جامعه است[2]. سیاست پولی نمی‌تواند نرخ بیکاری را، جز در دوره‌های بسیار محدود، معین کند. در واقع، تبادل کوتاه‌مدت بین تورم و بیکاری به انتظارات تورمی جامعه بستگی دارد. در نتیجه، در بلندمدت بین تورم و بیکاری تبادلی وجود ندارد و منحنی بلندمدت فیلیپس به شکل عمودی درمی‌آید و در نقطه‌ای به نام نرخ طبیعی بیکاری منحنی افقی را قطع می‌کند. مبنای این استدلال تمایز بین تورم انتظاری و تورم پیش‌بینی‌نشده است و اگر افراد جامعه، برای نمونه در اثر سیاست‌های نظام‌مند و مرتب، بتوانند تورم را به طور دقیق پیش‌بینی کنند، اجرای سیاست پولی تغییری در متغیرهای واقعی اقتصاد نخواهد داشت.

در دههٔ ۱۹۷۰ با بروز بحران‌ها و شوک‌ها، حالت رکود تورمی در اقتصاد به وجود آمد. سیاستگذاران با توجه به آموزه‌های منحنی فیلیپس، افزایش تورم را به افزایش بیکاری ترجیح دادند. اما همان‌طور که فریدمن و فلپس پیش‌بینی کرده بودند، نرخ بیکاری به نرخ طبیعی‌اش بازگشت، که این بار با نرخ‌های بیشتر تورم همراه بود. به این ترتیب، تفسیر ساختاری پیش‌گفته از منحنی فیلیپس اعتبار خود را از دست داد.

مشکل سیاستگذار آن است که مردم می‌کوشند بر سیاست پیش‌دستی کنند و دشوارتر آن که این کار، مدام در حال تکرار است. کیدلند و پرسکات[3] بین قانون[4] و صلاحدید[5] تمایز قائل می‌شوند. آنان اثبات می‌کنند که وضع قانون قطعی برای همهٔ ادوار موجب تورم کمتر و بیکاری کمتر نسبت به سیاستگذاری صلاحدیدی می‌شود. توماس سارجنت[6] نیز نشان می‌دهد که سیاست صلاحدیدی ممکن‌است به پیامدهای تورمی نظیر دههٔ ۱۹۷۰ منجر شود. جست‌وجو برای تعیین مکان منحنی کوتاه‌مدت فیلیپس و سیاستگذاری لحظه‌ای - با توجه به این که مردم نیز رفتار خود را با توجه به سیاست جدید شکل می‌دهند- به سیاستگذار چنین القا می‌کند که همواره گزینهٔ تورم زیاد را انتخاب کند. به این ترتیب، تجربهٔ دههٔ ۱۹۷۰ همراه با ادبیات اقتصادی "انتظارات"، بحث "اعتبار" سیاست پولی را به عنوان عامل اثرگذار، در ارتباط تورم و متغیرهای واقعی، مطرح کرده است. اعتبار سیاست به توان بانک مرکزی در متقاعدکردن همگان بازمی‌گردد و همان‌طور که کیدلند و پرسکات نشان داده‌اند، این اعتبار هزینه‌بر است[7].

با سپری‌شدن یک دورهٔ تورم اندک در دههٔ ۱۹۸۰ و اوایل دههٔ ۱۹۹۰، اقتصاددانان بار دیگر بر روی

---

1. Phelps and Friedman

۲. کینگ. (۲۰۰۸).

۳. Kydland and Prescott، برندگان جایزهٔ نوبل اقتصاد در سال ۲۰۰۵

4. Rule

5. Discretion

6. Sargent

۷. افزایش تورم در کوتاه‌مدت، به تحریک تولید واقعی منجر می‌شود و هزینهٔ ایجاد اعتبار و اعتماد، چشم‌پوشی از این منافع است.

Archive of SID

www.SID.ir

تفسیری ساختاری از منحنی فیلیپس مطالعه می‌کنند. از میانهٔ دههٔ ۱۹۹۰ اقتصاددانان با فرض خنثی‌بودن پول شروع به واردکردن انعطاف‌ناپذیری قیمت اسمی به الگوهای تعادل عمومی کردند. از این برنامه‌های پژوهشی بود که منحنی فیلیپس نیوکینزینی پدید آمد. بنابراین منحنی جدید، تورم واقعی و انتظاری را نه به نرخ بیکاری، بلکه به مقیاسی از هزینهٔ نهایی کل[۱] مرتبط می‌سازد: $\pi_t = \gamma_f E_t\pi_{t+1} + \lambda mc_t + \varepsilon_t$؛ که در آن γ_f و λ پارامترهای روابط ساختاری هستند. از آنجا که هزینهٔ نهایی در الگوی اصلی منحنی فیلیپس نیوکینزینی، تورم را تحریک می‌کند، موجب می‌شود که تطبیق داده‌ها دشوار شود. از این رو، الگوی منحنی فیلیپس نیوکینزینی با ورود وقفه‌های تورم به صورت زیر تعدیل شد: $\pi_t = \gamma_b\pi_{t-1} + \gamma_f E_t\pi_{t+1} + \lambda mc_t + \varepsilon_t$[۲]. این الگو ترکیبی[۳] از منحنی فیلیپس نیوکینزینی اصلی و منحنی فیلیپس استاندارد است[۴].

در مجموع، نگاهی به ادبیات منحنی فیلیپس در نیم قرن گذشته بیانگر چند نکتهٔ مهم است: نخست این که روابط بین متغیرها در طی زمان تغییر می‌کند؛ دیگر آن که، این حرکات به انتظارات تورمی جامعه مربوط می‌شود. همچنین، در تحلیلی کامل از عملکرد اقتصاد، هر سه جزء منحنی فیلیپس (تولید، تقاضا، و رفتار بانک مرکزی) حضور دارند. با این وجود، نه تنها شرایط گذشته و امروز، بلکه انتظار از تغییرات آتی نیز بر رفتار عاملان اقتصادی اثر می‌گذارد. چنین انتظاراتی به طور معمول در قالب فرضیهٔ انتظارات عقلایی مطرح و در الگوهای نوین اقتصاد کلان وارد می‌شود.

۱-۲. برخی پژوهش‌های خارج از کشور

از سویی حجم بررسی‌ها بر روی منحنی فیلیپس در دنیا به‌حدی است که مرور جامع آنها امکان‌پذیر نیست، و از سوی دیگر رویکردها و نتایج آن چنان متنوع است که امکان اجماع، دور از ذهن به‌نظر می‌رسد. پژوهش‌های اثرگذار اندکی وجود دارند که در نظریه‌پردازی اقتصادکلان پیشرو باشند. برخی از مشهورترین آنها در قسمت ۱-۱ مورد اشاره قرار گرفت. این بخش مروری گذرا بر تعدادی از مطالعات اخیر در سال‌های ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹ دارد که در این عرصه از متون اقتصادی صورت گرفته و کم‌وبیش با مباحث این پژوهش مرتبط هستند.

---

۱. به‌طور معمول از هزینه واقعی هر واحد کار به‌عنوان تقریبی برای هزینه نهایی واقعی استفاده می‌شود.

۲. γ_f پارامتر جزء آینده‌نگر (forward looking)، γ_b پارامتر جزء گذشته‌نگر (backward looking)، و λ پارامتر هزینه نهایی را نشان می‌دهند. توانایی سیاست پولی در کنترل تورم به اندازهٔ نسبی پارامترهای این رابطه بستگی دارد. سیاست پولی از طریق اثرگذاری بر هزینهٔ نهایی بر تورم اثر می‌گذارد و بنابراین هر چه λ کوچک‌تر باشد، تورم مستقل از سیاست پولی است. همچنین هزینه‌های کاهش تورم به مقدار نسبی γ_f و γ_b بستگی دارد. هر چه γ_b بزرگ‌تر، تورم به‌وسیلهٔ گذشتهٔ خود تعیین می‌شود و بنابراین اقدامات سیاستی، تورم را تنها در وقفه‌های زمانی بلندمدت تحت تأثیر قرارمی‌دهد. به‌طوری کلی براساس الگوی نیوکینزینی، برای ارزیابی اثرگذاری اقدامات سیاست پولی، این پارامترها باید برآورد شوند (هورنشتاین، ۲۰۰۸).

3. hybrid

۴. کینگ. (۲۰۰۸).

Archive of SID

www.SID.ir

برخی پژوهش‌ها منحنی فیلیپس نیوکلاسیکی را بررسی می‌کنند و بیشتر هم بر وجود آن تأکید دارند. کینگ[1] (۲۰۰۸) نقش در حال رشد منحنی فیلیپس در اقتصاد و بحث‌های سیاستی ایالات را در فاصلهٔ سال‌های ۱۹۵۸ تا ۱۹۹۶ به‌تصویر کشید. اسمیت[2] (۲۰۰۸) نرخ‌های بیکاری زیاد و تورم اندک ۱۵ سالهٔ ژاپن را بررسی کرد و نشان داد که این پیامدها به‌آسانی توسط منحنی فیلیپس قابل پیش‌بینی بود. کروز-رودریگز[3] (۲۰۰۸) نیز شواهدی تجربی مبنی بر وجود منحنی فیلیپس در جمهوری دومینیکن ارائه داد. وی با استفاده از داده‌های ۴۰ سالهٔ این کشور بر وجود ارتباط قوی بین تورم و مازاد تقاضا تأکید کرد.

در بریتانیا کاسل و هِندری[4] (۲۰۰۹) با گذشت ۵۰ سال از منحنی فیلیپس، سری‌های تاریخی ۱۸۶۰ تا ۲۰۰۴ دستمزدها را بررسی و عوامل اثرگذار بر آن را تجزیه و تحلیل می‌کنند. آنان بر تغییرات عظیم در این دورهٔ طولانی تأکید می‌ورزند. نیلسِن[5] (۲۰۰۹) در نقد این مقاله بیان می‌کند ممکن است نقش بیکاری در طول دوره تغییر یافته باشد -به‌طوری که حتی مستلزم روابط تابعی مختلف برای این دوره‌ها شود- با این حال، بی‌شک، این نقش از بین نرفته است. همچنین، بیشتر پژوهشگران رویکردی روش‌شناختی نیز اتخاذ می‌کنند و در کنار مسأله اصلی، مسائل اقتصادسنجی را پیش می‌کشند؛ در این راه عده‌ای به‌صورت ویژه بر این امور متمرکز می‌شوند. برای نمونه، راسل و بَنرجی[6] (۲۰۰۸) بیان کردند بسیاری از بررسی‌ها از خصوصیت ناپایابودن تورم غفلت می‌کنند، بنابراین، عمودی‌بودن منحنی فیلیپس بلندمدت را به درستی آزمون نمی‌کنند. آنان با لحاظ کردن خصوصیت ناپایی تورم به یک رابطهٔ هرچند کوچک، اما مثبت و معنادار بین تورم و بیکاری دست یافته‌اند. افزون بر این، نشان دادند هنگامی که نرخ تورم افزایش می‌یابد، جانشینی بین تورم و بیکاری ضعیف‌تر می‌شود.

گروهی دیگر بر نقش ساختار اقتصاد، شرایط محیطی، سایر متغیرها و حتی کیفیت سیاستگذاری تأکید می‌ورزند. راوِنا و والش[7] (۲۰۰۸) نشان دادند که چگونه کشش تورم نسبت به بیکاری به مشخصه‌های ساختاری بازار کار بستگی دارد[8] و ماتسون[9] (۲۰۰۸) برای بهبود نتایج خود منحنی فیلیپس بخش غیرتجاری اقتصاد را با منحنی فیلیپس بخش تجاری وزن داد.[10] ادوارد نلسون[11] (۲۰۰۹) تغییر نگرش سیاستگذاران دربارهٔ پارامترهای منحنی IS و فیلیپس را مهم‌تر قلمداد می‌کند. وی عنوان می‌کند برخلاف تصور عامه، تغییر عقیده دربارهٔ تورم انتظاری منحنی فیلیپس نقشی را ایفا نمی‌کند.

1. King, R.G.
2. Smith, G.W.
3. Cruz-Rodriguez, A.
4. Castle, J.L., and D.F. Hendry
5. Nielsen, H.B.
6 . Russel, B., and A. Banerjee
7. Ravenna, F., and C.F. Walsh

۸. آنان با ترکیب یک نظریهٔ بیکاری در نظریهٔ نیوکینزینی تورم، پیامدها و دلالت‌های آن بر حرکات تورمی را آزمودند. آنها نشان دادند که با این کار چگونه می‌توان یک منحنی فیلیپس سنتی را استخراج کرد.

9. Matheson, T.D.

۱۰. وی ابتدا با استفاده از داده‌های استرالیا و زلاندنو مشاهده کرد منحنی فیلیپس نسبت به الگوی اتورگرسیو پیش‌بینی ضعیف‌تری دارد.

11. Nelson, E.

Archive of SID

www.SID.ir

ویلیام میلز[۱] (۲۰۰۹) مدعی است استقلال بانک مرکزی کلمبیا منحنی فیلیپس را به داخل منتقل و آن آن را صاف‌تر نیز کرده است.[۲] بودلر[۳] (۲۰۰۹) نشان می‌دهد هرچه نرخ ارز انعطاف‌پذیرتر باشد، رابطهٔ جایگزینی تورم-تولید منحنی فیلیپس به‌صورت قوی‌تری بروز می‌کند و کاراناسو و همکاران[۴] (۲۰۰۸) با با نگاهی تازه حرکات بلندمدت تورم و بیکاری اسپانیا و جایگزینی این دو را در واکنش به نرخ رشد عرضهٔ پول آزمودند و اثر تغییرات سیاستی را بررسی کردند. وانگ و لی[۵] (۲۰۰۹) نیز در بررسی موردی سیاست صلاحدیدی در مقابل قانون[۶] به این نتیجه می‌رسند زمانی که صلاحدیدی عمل می‌شود، سیاست هدف‌گذاری نرخ ارز همیشه نسبت به هدف‌گذاری مجموع پولی برتری دارد. در صورتی که یک قانون محتمل‌الوقوع، از روی اعتقاد پیگیری شود، نتایج مشابه خواهد بود و سیاست هدف‌گذاری پولی تنها در شرایط خاصی بهتر از هدف‌گذاری نرخ ارز عمل خواهدکرد.

منحنی فیلیپس در تحقیقات بسیاری نیز نقش غیرمستقیم ایفا کرده است. انجمن تحقیقات رشد چین و ثبات اقتصاد کلان (۲۰۰۸) در پژوهشی به‌منظور آزمون اثر تکانه‌های خارجی بر تورم داخلی از بسط منحنی فیلیپس و الگوی VAR استفاده کرد.[۷] رِسترِپو و جُرگ[۸] (۲۰۰۹) برای برآورد نایرو شیلی از روش‌های آماری و منحنی فیلیپس استفاده می‌کنند.[۹] هسینگ[۱۰] (۲۰۰۹) نیز با بسط مقالهٔ بال و منکیف، از فیلتر هودریک پرسکات برای برآورد نایرو آلمان استفاده می‌کند.[۱۱]

هر چند افرادی همچون ویلیامسون[۱۲] (۲۰۰۸) اقتصاد نیوکینزینی را فاقد تیزبینی معرفی کردند[۱۳] اما

---

1. Miles, W.

۲. میلز بیان می‌کند اصلاحات کلمبیا مبنی بر استقلال بیشتر بانک باعث موجب افزایش اعتبار سیاست پولی و در در نتیجه، کاهش تورم و نوسان آن شده است. وی خاطرنشان می‌سازد این نتایج با پژوهش‌های اخیر در اروپا و آمریکا هماهنگ است.

3. Bowdler, C. 4. Karanassou, M. , and et al 5. Wang, Y., and H. Lee

۶. وانگ و لی اقتصاد باز کوچکی را فرض می‌کنند که بااستفاده از الگوی انتظارات عقلایی منحنی فیلیپس توصیف توصیف شده است. آنان عملکرد تورم و زیان رفاهی هدف‌گذاری نرخ ارز (exchange-rate-targeting) و هدف‌گذاری مجموع پولی (Monetary-aggregate-targeting) را مقایسه می‌کنند. همچنین سیاست‌گذاری صلاحدیدی و مبتنی بر قانون را لحاظ می‌کنند.

۷. آنها ضمن برشمردن عوامل خارجی مؤثر، راهکارهای مهار تورم را نیز بیان می‌کنند. طبق نتایج، تولید ناخالص داخلی کماکان علت اصلی تورم است و تکانه‌های خارجی تنها بخشی از دلایل هستند.

8. Restrepo, L., and E. Jorge

۹. برآوردهای مختلف آنها نتایج مشابهی را در دامنهٔ ۷/۴ و ۸/۳ به‌دست داد.

10. Hsing, Y.

۱۱. به‌دلیل بی‌معنی‌شدن شیب منحنی فیلیپس به هنگام استفاده از وقفهٔ تورم به‌عنوان متغیر تورم انتظاری، وی میانگین چهار سال آخر را به‌عنوان تقریب مناسب‌تری برای نرخ تورم انتظاری مورد استفاده قرار داد.

12. Williamson, S.D.

۱۳. ویلیامسون با طرح یک الگوی تحلیلی برای تشریح و ارزیابی ایده‌های نیوکینزینی نتیجه می‌گیرد که اقتصاد نیوکینزینی از اصطکاک پول غفلت می‌کند و فاقد تیزبینی در فرآیندهاست.

Archive of SID

www.SID.ir

امروزه بررسی‌های متعددی بر منحنی فیلیپس نیوکینزینی متمرکز شده است. ژانگ و همکاران[۱] (۲۰۰۹) موفقیت تجربی منحنی فیلیپس نیوکینزینی در تشریح تورم ایالات متحده را مورد بررسی قرار می‌دهند.[۲] تحقیق مِنیهِرت[۳] (۲۰۰۸) مؤید الگوی نیوکینزینی در اقتصاد مجارستان است. بریسمیس و مگیناس (۲۰۰۸) منحنی فیلیپس نیوکینزینی را در مقابل نسخهٔ ترکیبی تأیید کردند و به‌طور مشابه، کارِیرو (۲۰۰۸) هم مدعی است منحنی فیلیپس نیوکینزینی ترکیبی، برای ایالات متحده وجود ندارد.[۴] در مقابل، راموس-فرانسیا و تورس[۵] (۲۰۰۸) نسخهٔ مرکب منحنی فیلیپس نوین را برای مکزیک مناسب مناسب می‌دانند. در اروپا نیز در حالی که فانِلی[۶] (۲۰۰۸) در دو بررسی از کاستی منحنی‌های فیلیپس نیوکینزینی و ترکیبی برای اروپا خبر می‌دهد، پالوویتا[۷] (۲۰۰۸) منحنی فیلیپس نیوکلاسیکی را دارای ویژگی‌های آماری قانع‌کننده‌ای می‌داند و منحنی فیلیپس آینده‌نگر را در مقابل منحنی‌های فیلیپس نیوکلاسیکی و ترکیبی، رد می‌کند.[۸]

دربارهٔ اهمیت وقفه‌های تورم در منحنی فیلیپس همان‌طور که اسکورفید[۹] (۲۰۰۸) عنوان کرد، هیچ توافق و اجماعی به‌وجود نیامده است. آندریانیس و همکاران[۱۰] (۲۰۰۹) بر حذف این مؤلفه در منحنی فیلیپس نیوکینزینی کشورهای فرانسه، آلمان، ایتالیا و بریتانیا تأکید دارند. ناسون و اسمیت[۱۱] (۲۰۰۸) در مطالعه خود، شواهد تجربی اندکی برای حرکات تورمی آینده‌نگر در ایالات متحده، بریتانیا و کانادا به‌دست آورده‌اند. هنزل و وولمرشوسل[۱۲] (۲۰۰۸) نیز برای اروپا، ایالات متحده و بریتانیا از رد منحنی آینده‌نگر در مقابل منحنی ترکیبی خبر می‌دهند. ژانگ و همکاران (۲۰۰۸) با بررسی تغییرات ساختاری نشان دادند نقش جزء آینده‌نگر در دوره‌های با تورم زیاد و بی‌ثبات، کاهش می‌یابد.[۱۳] در همین حال، کیم و کیم[۱۴] (۲۰۰۸) نیز ضمن تأکید بر نقش تغییرات ساختاری، برخلاف بسیاری از پژوهشگران، جزء گذشته‌نگر را به طور کامل معنادار نمی‌دانند.

تنوع در نتایج به‌حدی است که امکان اجماع در بارهٔ یک نظریه اقتصادی را بعید می‌نماید. برای رسیدن به درک مشترک، باید ویژگی‌های زمانی و جغرافیایی (در تمام ابعاد اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و فرهنگی مورد توجه قرار گیرد. همچنین باید توجه داشت روش‌شناسی پژوهش‌ها دارای نقش

---

1. Zhang, C., and et al

۲. آنان برخلاف سایرین که برای شکاف تولید نقشی قایل نیستند، آن را از نظر آماری به طور کامل معنادار ارزیابی ارزیابی می‌کنند.

3. Menyhert, B.

۴. او این موضوع را ناشی از شکست احتمالی فرضیهٔ انتظارات عقلایی عنوان کرد.

5. Ramos-Francia, M., and A. Torres 6. Fanelli, L. 7. Paloviita, M.

۸. او از داده‌های ادغام‌شدهٔ کشورهای اروپایی برای برآورد الگوهای نیوکلاسیکی، نیوکینزینی، و ترکیبی منحنی فیلیپس استفاده کرد.

9. Schorfheide, F. 10. Hondroyiannis, G., and et al
11. Nason, J.M., Smith, G.W. 12. Henzel, S., and T. Wollmershauser

۱۳. آنان‌این یافته را به‌عنوان پشتوانهٔ تجربی الگوی قیمت‌های چسبنده می‌دانند.

14. Kimm C., and Y. Kim

Archive of SID

www.SID.ir

تعیین‌کننده‌ای است.

۱-۳. پژوهش‌های مرتبط با ایران

در ادبیات داخلی اقتصاد کلان در بیشتر موارد پژوهش‌ها دربارهٔ سیاست‌های پولی، عوامل محدودی را در نظر گرفته‌اند و کمتر پژوهشی وجود دارد که حتی در تلاش برای بررسی همزمان تمامی عوامل تأثیرگذار باشد. نصراصفهانی و یاوری (۱۳۸۲) با بیان این‌که تورم تنها مسأله پولی نیست، بر ارتباط تورم مزمن در ایران با متغیرهای واقعی تأکید کرده‌اند؛ افزون بر این، تکانه‌های تورم، رشد نقدینگی و نرخ ارز را در کوتاه‌مدت، تورم انتظاری را در میان‌مدت، و تکانه‌های بخش واقعی را در بلندمدت بر نوسان‌های تورم مؤثر می‌دانند. پس از آن نیز پژوهش‌هایی چند، بر پولی‌بودن تورم تأکید داشته‌اند. عمادزاده و همکاران (۱۳۸۴) ضمن بیان مشابهی مبنی بر پولی‌نبودن محض تورم در اقتصاد ایران، رشد نقدینگی را عامل بیش از ۵۸ درصد تورم برآورد کرده‌اند. ضمن این که تورم وارداتی با ۲۲/۶ درصد، تورم انتظاری با ۷/۳ درصد، رشد نرخ ارز با ۶/۲ درصد و شکاف تولید با ۵/۶ درصد در شکل‌گیری تورم نقش داشته‌اند. بوناتو[1] (۲۰۰۷) در تلاش برای یافتن عوامل اثرگذار بر تورم، بر پولی‌بودن تورم ایران تأکید دارد و تغییر ساختاری این رابطه را رد می‌کند. حسینی و محتشمی (۱۳۸۶) نیز به نوعی بر پولی‌بودن تورم تأکید دارند. آنان به‌منظور آزمون گسست رابطهٔ رشد نقدینگی و تورم از الگویی استفاده کردند که اساس کارکرد آن بر مبنای منحنی فیلیپس و تورم انتظاری است. نتایج بیانگر وجود رابطهٔ پایدار میان دو متغیر است. دربارهٔ اثرگذاری سایر متغیرها، قوام مسعودی و تشکینی (۱۳۸۴) با هدف مدلسازی مناسب‌تر نسبت به دیدگاه‌های پولی و مالی و با استفاده از الگوی ARDL، متغیرهای تولید، شاخص قیمت کالاهای وارداتی، حجم نقدینگی و نرخ ارز را متغیرهای اثرگذار بر نرخ تورم در اقتصاد ایران می‌دانند. دادگر و همکاران (۱۳۸۵) براساس الگوهای بارو و الکساندر و سارل رابطهٔ علّی یک‌طرفه بین تورم و رشد اقتصادی در ایران را بیان می‌کنند. مهرگان و همکاران (۱۳۸۵) با بررسی داده‌های ۲۴ کشور، رابطهٔ علی یک‌طرفه از نرخ بهره به نرخ تورم را بیان می‌کنند. ابراهیمی و سوری (۱۳۸۵) رابطهٔ تورم و نااطمینانی تورم در ایران را بررسی می‌کنند. نتایج آنان وجود نااطمینانی تورم را تأیید می‌کند؛ افزون بر این، نه تنها نااطمینانی تورم با سطوح بالاتر تورم افزایش می‌یابد، بلکه بین این دو، اثر متقابل وجود دارد.

باوجود پژوهش‌های متعدد در خصوص تورم و سیاست‌های پولی، پژوهش‌هایی که فقط دربارهٔ برآورد منحنی فیلیپس در اقتصاد ایران انجام شده باشد، اندک است. از این جمله می‌توان به سه پژوهش اشاره کرد که هر یک از آنها به نوعی بر بخشی از دوره‌های ادبیات منحنی فیلیپس نظر دارد. عباسی‌نژاد و کاظمی‌زاده (۱۳۷۹)، به بررسی و تحلیل منحنی فیلیپس و تعیین نرخ طبیعی بیکاری در ایران

1. Bonato

Archive of SID

www.SID.ir

پرداخته‌اند. آنان با استفاده از انتظارات قیاسی[۱] و رد سناریوی انتظارات عقلایی، رابطهٔ معکوس بین تورم و بیکاری را در کوتاه‌مدت تصدیق کرده‌اند. به طوری که برای کاهش یک درصدی بیکاری، اقتصاد ایران باید تورمی در حدود ۱۳ درصد متحمل شود. همچنین، نرخ بیکاری طبیعی در اقتصاد ایران را ۷/۶ درصد برآورد می‌کنند.

در پژوهشی دیگر، سامتی و همکاران (۱۳۸۳) با تأکید بر متغیرهای برنامه سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی به برآورد نرخ بهینهٔ بیکاری و مقایسهٔ آن با نرخ طبیعی اقدام کرده‌اند. آنان با استفاده از داده‌های دورهٔ زمانی ۱۳۵۰-۱۳۷۹ و با به‌کارگیری نوعی از منحنی‌های لافر، با عنوان منحنی آرمی[۲]، نرخ بهینهٔ بیکاری را برای اقتصاد ایران ۶/۹ درصد برآورد کردند. همچنین، با استفاده از انتظارات قیاسی مدعی‌اند که با بیکاری ۱۰/۶ درصد (نرخ بیکاری طبیعی) نیز، اقتصاد ایران در شرایط اشتغال کامل قرار می‌گیرد.

موسوی و سعیدی‌فر (۱۳۸۴) نیز، کوشیدند تا پیامدهای سیاستگذاری‌های پولی را در اقتصاد ایران ترسیم کنند و برای این کار، به برآورد منحنی فیلیپس اقدام کردند. روش برآورد آنان، برآورد سیستم معادلات VAR به شکل رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) است. آنان دریافتند که بین تورم و بیکاری رابطهٔ معکوس دائمی وجود دارد. در واقع، سیاست‌های پولی را چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت برای اقتصاد ایران تأثیرگذار می‌دانند. همچنین، با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات، نرخ طبیعی بیکاری را در سال‌های مورد بررسی‌شان (۱۳۳۸-۱۳۸۰) محاسبه کردند. بر این اساس، نرخ طبیعی بیکاری از ۵/۱ درصد در سال ۱۳۳۸ تا ۱۳/۶ درصد در سال ۱۳۸۰ متغیر بوده است. افزون بر این، با استفاده از الگوی بارو، نرخ طبیعی بیکاری در ایران را با چند کشور دیگر مقایسه می‌کنند و نتیجه می‌گیرند که در اقتصاد ایران می‌توان بیکاری‌های بالا و دورقمی را بیکاری طبیعی قلمداد کرد. در توجیه این عبارت نیز، ساختار اقتصاد ایران و تورم‌های مزمن و پدیدهٔ برگشت‌ناپذیری را در بالابودن این نرخ مؤثر می‌دانند.

در مجموع، ملاحظه می‌شود اثرگذاری هر یک از متغیرهای نقدینگی، تولید، نرخ ارز، نرخ سود بانکی، تورم وارداتی، بیکاری و نیز انتظارات بر تورم دست‌کم در برخی پژوهش‌ها تأیید شده است. با وجود این، نه تنها بیشتر پژوهش‌ها از بررسی تمامی متغیرها (به هر دلیلی) اجتناب کرده‌اند، بلکه از اثر انتظارات، به ویژه انتظارات عقلایی غفلت کرده‌اند. در این پژوهش تلاش می‌کنیم در تحلیل به‌نسبت کاملی از عملکرد اقتصاد، با حضور هر سه جزء پیش‌گفتهٔ منحنی فیلیپس (تولید، تقاضا، و رفتار بانک مرکزی) با نگاهی تازه، تکانه‌های متغیرهای اقتصادی را تبیین کنیم. برای این منظور متغیرها را به شکلی خاص

---

۱. بر اساس این فرضیه، تورم انتظاری در هر سال، برابر است با نرخ تورم سال گذشته به علاوه درصد ثابتی از تغییر نسبت به سال ماقبل $0 < \theta < 1$ ، $P^e = P_{-1} + \theta(P_{-1} - P_{-2})$

۲. به این ترتیب که بین متغیرهای توضیحی اثرگذار بر سطح بیکاری (مخارج عمرانی بودجه عمومی دولت، پس‌انداز ملی، نرخ تورم، تولید ناخالص ملی، و مخارج سرمایه‌گذاری بخش خصوصی) و متغیر وابستهٔ نرخ بیکاری، معادلات مستقلی را به شکل تابعی درجهٔ دو برآورد کردند.

Archive of SID

www.SID.ir

تعریف می‌کنیم.

۲. داده‌ها و روش‌شناسی تحقیق

۲-۱. برآورد متغیرهای غیرقابل‌مشاهده

تحولات متون اقتصادی دربارهٔ الگوهای نظری منحنی فیلیپس بیانگر ورود متغیرهای اثرگذاری است که مهم‌ترین مسأله دربارهٔ آنها مشاهده‌ناپذیری‌شان است. تورم انتظاری، نرخ بیکاری طبیعی، تولید بالقوه و حتی نرخ بیکاری NAIRU[1] از جملهٔ متغیرهایی هستند که برآورد صحیح و به دور از خطای آنها، اهمیت فراوانی دارد. به طور مشخص برای تولید بالقوه -و برای متغیرهای دیگر به صورت ضمنی- از نظریه‌های مربوط به ادوار تجاری (قرارگرفتن اقتصاد در شرایط متناوب رونق و رکود در طول زمان) استفاده می‌شود. به هر شکل، برآورد این متغیرها هنوز مسألهٔ مهمی است. با توجه به پایه‌های نظری برآورد متغیرهای غیرقابل‌مشاهده، روش‌های فیلترینگ متعددی پیشنهاد شده است. منطق این روش‌ها، تفکیک متغیرها به جزء دائمی و تصادفی است. در این پژوهش از فیلتر هودریک-پرسکات استفاده می‌کنیم.

فیلتر هودریک-پرسکات از ابزارهای ریاضی در اقتصاد کلان و به‌ویژه نظریهٔ دوره‌های تجاری واقعی است که نمایش هموار و غیرخطی از سری‌های زمانی به دست می‌دهد. بر این اساس، لگاریتم متغیر سری زمانی y_t برابر است با $y_t = l_t + c$، که در آن l_t جزء ثابت و روندی متغیر است و c اجزای مربوط به چرخه‌های تجاری است. این فیلتر با حداقل‌کردن رابطهٔ زیر بیان می‌شود:

$$\min \sum_{t=1}^{T} (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} \left[(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1}) \right]^2$$

قسمت اول و دوم رابطه، به ترتیب، مجموع مجذور انحرافات و انحرافات نرخ رشد جزء روند را حداقل می‌کند. داده‌های تحقیق را از بانک مرکزی و مرکز آمار ایران استخراج کرده و سه متغیر اصلی غیرقابل‌مشاهده تولید بالقوه، نرخ تورم انتظاری، و نرخ بیکاری طبیعی را با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات برآورد کرده‌ایم.

الف) تورم بالفعل و انتظاری

با برآورد متغیر معروف، اما غیرقابل‌مشاهده تورم انتظاری مشاهده می‌شود حدود مقادیر واقعی تورم بین ۶ تا ۵۰ درصد بوده است. از اوایل دههٔ ۵۰ به بیش از ۱۰ درصد افزایش و به‌ندرت به کمتر از آن کاهش یافته است. اگر فارغ از روابط ریاضی، فرض شود مقادیر برآوردی همان نرخ تورمی است که مردم انتظار وقوع آن را دارند، آنگاه می‌توان چنین تفسیر کرد که افراد جامعه در تشخیص و تفکیک بین روند طولانی‌مدت تورم و شوک‌های موقت، به درستی عمل می‌کنند. هر چند مردم در کوتاه‌مدت قادر به تشخیص شوک‌ها و حرکت‌های تورمی نیستند، اما این شوک‌ها بوده‌اند که خود را با انتظارات تورمی

1. Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment

Archive of SID

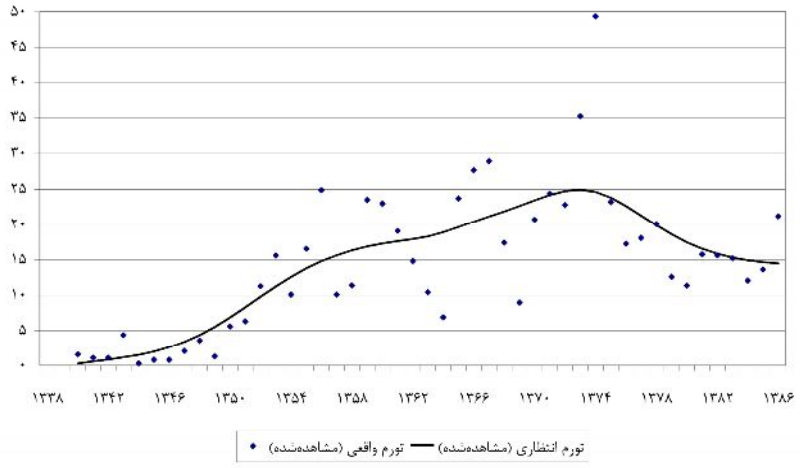
www.SID.ir

تطبیق داده‌اند. نکتهٔ قابل توجه آن که تورم انتظاری با روند صعودی ملایمی در سال ۱۳۷۳ به بیشینهٔ خود رسید. پس از آن با شیبِ به نسبت تندتری کاهش یافته است. با این حال، بیش از سه دهه بالای ۱۵ درصد بوده است.

ب) تولید بالفعل و بالقوه

متغیر تولید بالقوه را با استفاده از آمارهای تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ محاسبه کردیم. شکاف تولید تعیین‌کنندهٔ دوره‌های رکود و رونق اقتصاد است. نظریه‌های اقتصاد کلان با توجه به این شکاف، اثرهای وقوع دوره‌های تجاری را بر بیکاری و تورم پیش‌بینی می‌کنند. در واقع، مبنای بسیاری از تحلیل‌ها و نیز تحلیل منحنی اولیهٔ فیلیپس بر این شرایط استوار است. اقتصاد ایران در سال‌های دههٔ ۱۳۵۰ و پیش از انقلاب اسلامی در وضعیت رونق قرار داشت. با بروز انقلاب و تا آخر دههٔ ۱۳۶۰ ــ بجز رونق اندک در سال‌های ۱۳۶۲ تا ۱۳۶۴ ــ وضعیت رکودی حاکم بود. تولید واقعی در فاصلهٔ سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۴ به طور متوسط از رشد سالانه ۴/۵ درصدی برخوردار بود و تنها در سال‌های ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۱ با رکود نسبی مواجه شد.

نمودار ۱. منحنی تورم واقعی (INF) و تورم انتظاری (INFE) در دورهٔ ۱۳۴۰-۱۳۸۶



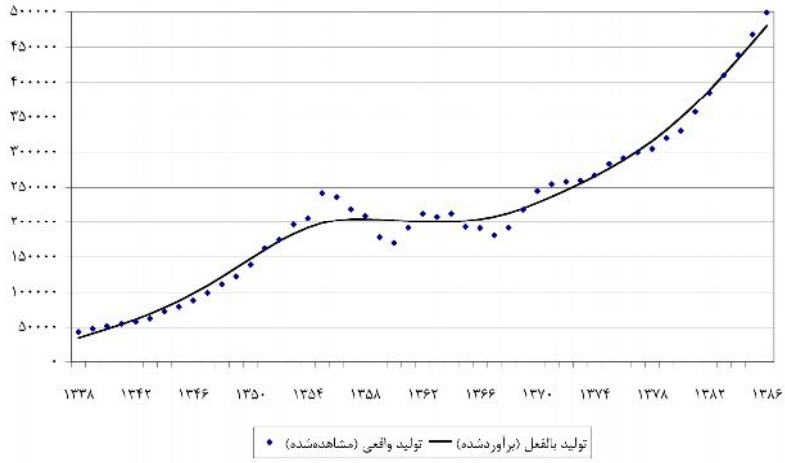
ج) نرخ بیکاری واقعی و طبیعی (انتظاری)

از سویی، برآورد متغیرهای غیرقابل‌مشاهده ازجمله تورم انتظاری و بیکاری طبیعی، از پشتوانهٔ نظری مناسب و قابل قبولی برخوردار است و از سوی دیگر، ارتباط منطقی بین این متغیرها، به‌ویژه رابطهٔ تولید و بیکاری تصریح شده است؛ بنابراین شاید استفاده از ابزار یاد شده برای متغیر بیکاری نیز، توجیه‌پذیر

www.SID.ir

باشد. با این وجود، در این پژوهش از واژهٔ "نرخ بیکاری انتظاری"[1] برای نتایج فیلترشده استفاده می‌کنیم. براساس نتایج، دامنهٔ نرخ بیکاری کل بین ۶ و ۱۵/۵ درصد و نرخ بیکاری انتظاری از حدود ۷ درصد تا نزدیک به ۱۴ درصد محاسبه شده است. با توجه به ادوار تجاری بیان‌شده در توضیح نمودار ۲ و مقایسهٔ آن با نمودار ۳، نشانه‌هایی از ارتباط معکوس بیکاری و تولید مشاهده می‌شود. برای نمونه، نرخ بیکاری در رکود اقتصادی سال‌های پس از انقلاب به شدت افزایش یافته است.

نمودار ۲. منحنی تولید واقعی (GDP) و تولید بالقوه (GDPE) در دورهٔ ۱۳۳۸-۱۳۸۶



۲-۲. روش‌شناسی تحقیق

الگوهای اقتصادسنجی (پارامتری) را می‌توان به دو گروه کلی ساختاری و غیرساختاری تقسیم کرد. از آنجا که الگوهای ساختاری برمبنای نظریه‌های اقتصادی شکل می‌گیرد، از نظر تحلیلی مناسب هستند؛ با این وجود، استفاده از این الگوها با محدودیت‌هایی همراه است. در مقابل، در الگوهای سری زمانی عقیده بر این است که ماهیت رفتاری متغیرها باید از دورن خود مشاهدات به جای تأکید بر مبانی نظری استنتاج شود. موفقیت این الگوها در تبیین و پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی، باعث گسترش کاربرد آنها شده است. ماهیت بررسی‌های اقتصاد کلان به‌گونه‌ای است که اغلب نیازمند استفاده از داده‌های سری زمانی است. نظر به تعدد الگوهای سری زمانی و فرضیه‌های پایه‌ای متفاوت برای تجویز استفاده از هر یک، فرایند شناخت و انتخاب الگوی مناسب از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در این راستا، وجود رویه‌ای تعریف‌شده، دشواری‌های انتخاب را کاهش می‌دهد. در این پژوهش انتخاب الگوی تجربی بر

۱. به جای نرخ بیکاری طبیعی؛ کمترین دلیل آن است که با توجه به نتایج تصویرشده در نمودار ۳، واگویه‌کردن نرخ ۱۳ درصدی به نرخ بیکاری طبیعی منطقی به نظر نمی‌رسد.

Archive

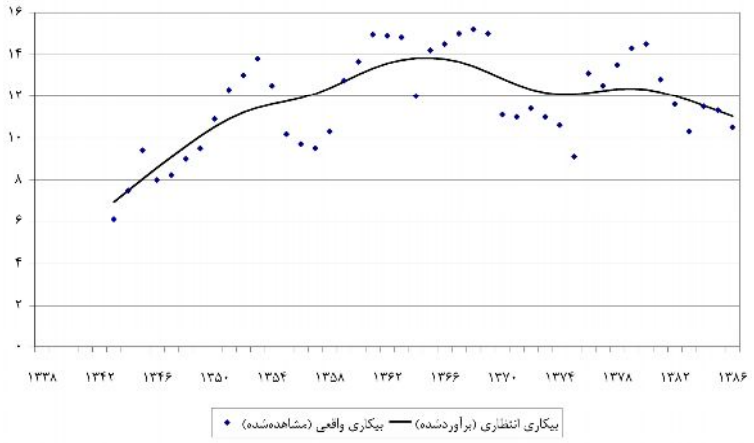
www.SID.ir

مبنای روش فُمبای[1] (۱۹۹۸) صورت می‌گیرد.

برپایهٔ این رویه، پس از شناسایی و بررسی متغیرهای مرتبط که انتظار می‌رود در دستیابی به پاسخ مسأله اثرگذار باشند، آزمون‌های ریشهٔ واحد برای تعیین درجهٔ انباشتگی انجام می‌گیرد. نتیجهٔ این مرحله در تعیین گام بعدی مؤثر است؛ به‌طوری که:

۱) اگر حداقل دو متغیر از درجهٔ یک انباشته باشند - I(1) - آزمون همگرایی انجام می‌شود تا مشخص شود آیا رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود دارد یا نه. تأیید وجود این رابطه، مجوزی برای برآورد الگوی تصحیح خطای برداری[2] خواهد بود.

نمودار ۳. منحنی نرخ بیکاری (UN) و نرخ بیکاری انتظاری (UNE) در دورهٔ ۱۳۴۳-۱۳۸۶



۲) در صورتی که براساس آزمون ریشهٔ واحد، تعداد n-۱ متغیر، انباشته از درجهٔ صفر باشند - I(0) - انجام آزمون علّیت گرنجر گام بعدی خواهد بود. نتیجهٔ آزمون علّیت خود می‌تواند به سه حالت باشد که:

الف) اگر براساس آزمون، هیچ‌گونه رابطهٔ علّی بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد، می‌بایستی الگوهای تک‌متغیره[3] برآورد شود؛

ب) اگر رابطهٔ علّی یک‌طرفه تأیید شود در این صورت، استفاده از الگوهای انتقالی[4] پیشنهاد می‌شود؛ و

ج) اگر رابطهٔ علّی دوطرفه مورد تأیید قرار گیرد، استفاده از الگوهای خودتوضیح برداری[5] تجویز می‌شود.

1. Fomby
2. VECM
3. Univariate Models
4. Transfer model
5. VAR

Archive of SID

www.SID.ir

۳. نتایج و بحث

۳-۱. تصریح متغیرهای الگوی تجربی

در این پژوهش، داده‌های سری زمانی متغیرهای اقتصادی همچون سطح عمومی قیمت‌ها (برای محاسبهٔ تورم و تورم انتظاری)، تولید ناخالص داخلی واقعی (و بالقوه)، نرخ بیکاری (و نرخ بیکاری انتظاری)، نقدینگی، نرخ سود بانکی، وضعیت مالی دولت، تجارت خارجی و نرخ ارز را بررسی و به شکل مناسب در الگوها وارد کردیم؛ به طوری که برخی متغیرها، به‌منظور اجتناب از درجهٔ آزادی کم و در عین حال تحلیل کامل از عملکرد اقتصاد، بازتعریف شدند.

به‌منظور لحاظ کردن مفهوم انتظارات از تفاضل هر متغیر با متغیر انتظاری‌اش، یا نسبت آنها استفاده کردیم؛ اختلاف تورم واقعی (INF) از تورم انتظاری (INFE) به‌صورت شکاف تورم (SHINF) یا نسبت آنها (NSBTINF) محاسبه شد[1]. این تعریف‌ها بدون اعمال محدودیت به تورم انتظاری (همچنان که در تعریف‌های انتظارات تطبیقی انجام می‌شود) به شکل مناسبی بیانگر انتظارات عقلایی است و نشان‌دهندهٔ جهش‌های تورمی است که در اثر تکانه‌های اقتصادی پدید می‌آید.

در این خصوص، رابطهٔ تورم و بیکاری یکی از پرسش‌های این پژوهش است و به‌طور مشابه، اختلاف نرخ بیکاری (UN) و نرخ بیکاری انتظاری (UNE) را به‌صورت شکاف بیکاری (SHUN) و نسبت آنها (NSBTUN) محاسبه کردیم[2]. تغییر در نسبت جمعیت شاغل به جمعیت فعال، باعث تغییر نرخ بیکاری و در نتیجه نرخ بیکاری انتظاری می‌شود. به این ترتیب، چنین تعریف‌هایی دربردارندهٔ تحولات بازار کار است. همچنین اختلاف سطح تولید واقعی (GDP) از تولید بالقوه (GDPE)، به‌صورت متغیر شکاف تولید (DGDP)، و نسبت آنها (NSBTGDP) بازتعریف شد[3] که به بازار کالاها و مقدار عرضهٔ اقتصاد مربوط می‌شود و بیانگر ادوار تجاری و قرارگرفتن در شرایط رونق و رکود است. باید توجه داشت که چنین تکانه‌هایی از نوع جزء خطای رگرسیونی نیستند؛ بلکه مفهومی اقتصادی دارند که شواهد تجربی نیز بر آنها دلالت دارد.

نکتهٔ مهم در تعریف‌های بالا این است که امکان ضرایب جداگانه برای هر متغیر مشاهده‌شده و غیرقابل‌مشاهده متناظر را از بین می‌برد؛ به طوری که هر دو متغیر، ضریب یکسانی می‌گیرد. در واقع، دلیلی وجود ندارد که فرض کنیم اثر متغیری مانند بیکاری انتظاری متفاوت از اثر بیکاری مشاهده‌شده باشد یا به‌طور مشابه، اثر تولید بالقوه، متفاوت از اثر تولید بالفعل باشد. چرا که از یک سوی، متغیر غیرقابل‌مشاهده در مناسب‌ترین بیان، نشان‌دهندهٔ انتظار از وضعیت آتی متغیر اصلی است و از سوی دیگر، در برآورد این متغیرها تنها از مقادیر گذشتهٔ متغیر اصلی استفاده می‌شود. به این ترتیب، فرض انتظارات عقلایی (که بیانگر بهترین استفاده از اطلاعات موجود و پیش‌بینی دقیق‌تر متغیر است) توجیه

---

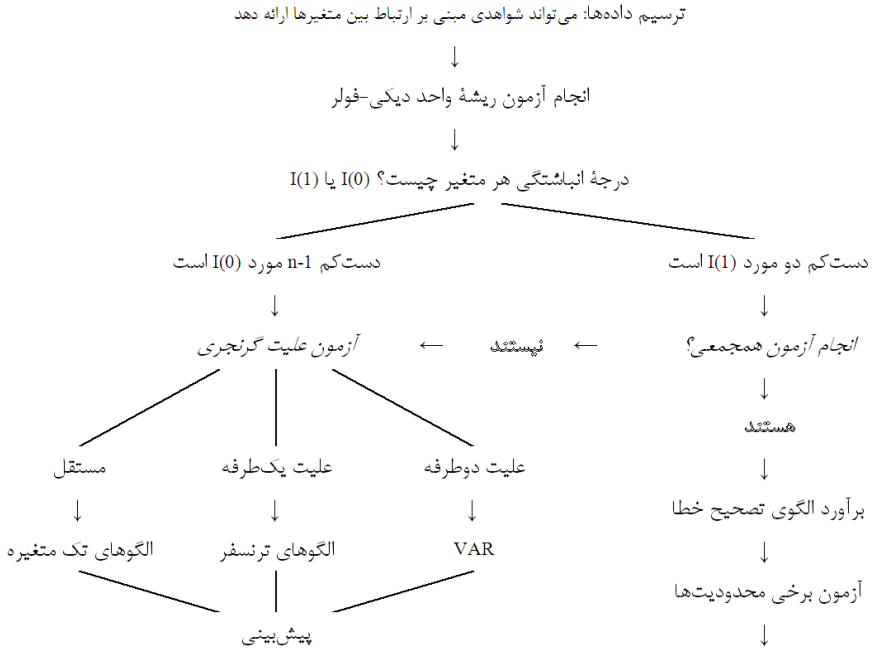
1. $SHINF_t = INF_t - INFE_t$ و $NSBTINF_t = INF_t / INFE_t$
2. $SHUN_t = UN_t - UNE_t$ و $NSBTUN_t = UN_t / UNE_t$
3. $DGDP_t = GDP_t - GDPE_t$ و $NSBTGDP_t = GDP_t / GDPE_t$

Archive of SID

www.SID.ir

قابل قبولی را برای ادعا و تعریف متغیرها به شکل یاد شده، ارائه می‌کند.

الگوریتم مدل‌سازی سری‌های زمانی



مأخذ: فُمبای، ۱۹۹۸.

افزون بر بازار کار و طرف عرضهٔ اقتصاد، به‌منظور لحاظ‌کردن سیاست‌های پولی و نقش بانک مرکزی از متغیرهای نرخ سود بانکی (IST، نرخ سود علی‌الحساب برای سپرده‌های یک‌ساله) و نقدینگی (LIQ) استفاده کرده‌ایم. رشد نقدینگی نه تنها متغیری برای سیاست پولی است، بلکه می‌توان آن را به متغیری در جهت تقاضای اقتصاد تفسیر کرد و از این رو، می‌تواند جایگزین برخی متغیرهای دیگر باشد که نمی‌توان آنها را در الگو وارد کرد (جدول ۸). برای مثال، نقدینگی می‌تواند بازگوکنندهٔ اثر مخارج دولت بر سطح تورم نیز باشد، به ویژه آن که دولت‌ها از چاپ پول نیز برای تأمین مخارج خود استفاده می‌کنند. در چنین حالتی اگر مخارج دولت نیز وارد شود، ضمن کاستن از درجهٔ آزادی با توجه به ضریب همبستگی بالای این دو (بیش از ۹۹ درصد) ممکن است موجب بروز مشکل هم‌خطی در اقتصادسنجی شود. اثر متغیرهای دیگری از جمله صادرات و واردات و نرخ ارز را نیز در الگو بررسی کردیم.

Archive of SID

www.SID.ir

۳-۲. تعیین الگوی اقتصادسنجی

مطابق رویهٔ فُمبای، نخستین کار برای ورود به الگوهای اقتصادسنجی، بررسی ایستایی متغیرها و تعیین درجه انباشتگی آنهاست. جدول ۱ نتایج آزمون پایایی متغیرها را نشان می‌دهد.[۱] براساس آزمون ریشهٔ واحد دیکی- فولر، تمامی متغیرها (به‌جز متغیر نرخ سود بانکی) در سطح ایستا هستند.

این موضوع ما را به شاخهٔ دوم الگوریتم فُمبای رهنمون می‌سازد که بر پایهٔ آن می‌بایستی آزمون علیت را بین متغیرها بررسی کرد. از آنجا که متغیرهایی مانند نقدینگی و نرخ سود بانکی را می‌توان متغیرهایی دانست که به‌صورت برونزا مشخص می‌شوند و این قبیل متغیرها بیشتر به‌عنوان ابزارهای سیاست‌گذاری پولی و مالی به اقتصاد تحمیل می‌شود، بنابراین آزمون علیت بر روی متغیرهای مربوط به بیکاری، تورم و تولید ناخالص داخلی مورد استفاده قرار گرفت. به این ترتیب که آزمون علیت هم در حالت تعریف متغیرها به‌صورت تکانه (شکاف متغیر واقعی از متغیر انتظاری) و هم در حالتی که به‌صورت نسبت متغیر واقعی به انتظاری تعریف شده‌اند، انجام گرفت.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشهٔ واحد دیکی-فولر برای بررسی ایستایی متغیرهای الگو

نام متغیر	توضیح	آماره	مقدار بحرانی ٪۵	درجه انباشتگی
SHINF	شکاف تورم	-۵/۷۳۶	-۲/۹۳۲	*I(0)*
NSBTINF	نسبت تورم واقعی به انتظاری	-۶/۱۰۹	-۲/۹۲۷	*I(0)*
SHUN	شکاف بیکاری	-۳/۴۳۴	-۲/۹۳۲	*I(0)*
NSBTUN	نسبت بیکاری واقعی به انتظاری	-۳/۴۸۲	-۲/۹۳۲	*I(0)*
SHGDP	شکاف تولید	-۳/۹۰۴	-۲/۹۳۲	*I(0)*
NSBTGDP	نسبت تولید بالفعل به بالقوه	-۳/۱۱۰	-۲/۹۲۴	*I(0)*
IST	نرخ سود بانکی	-۱/۱۴۴	-۲/۹۳۲	*I(1)*
NSBTIST	عکس نسبت نرخ سود به تورم	-۲/۸۱۶	-۲/۶۰۴[۲]	*I(0)*
GLIQ	رشد نقدینگی	-۳/۲۶۷	-۲/۹۲۹	*I(0)*

نتایج در هر دو حالت بر وجود حداقل یک رابطهٔ علّی دوطرفه بین متغیرهای مربوط به بیکاری و تولید ناخالص داخلی دلالت دارد که مجوزی برای برآورد الگوی خودتوضیح برداری به‌شمار می‌رود. استفاده از VAR به‌دلیل نبود ادبیات نظری منسجم دربارهٔ موضوع مورد پژوهش، توجیه‌پذیرتر می‌شود.

۱. شایان ذکر است در این مرحله متغیرهای متعدد دیگری نیز مورد بررسی قرار گرفتند (همانند متغیرهای مربوط به صادرات و واردات و نرخ ارز) که به‌دلیل اثرگذارنبودن و واردنشدن در الگو و به‌دلیل اختصار، از ذکر نتایج مربوط به آنها خودداری کرده‌ایم.

۲. مقدار بحرانی مربوط به سطح ۱۰ درصد است و متغیر مربوطه در سطح ۶ درصد از درجه صفر انباشته است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۲. نتایج آزمون علیت گرنجر

فرض صفر	آماره	سطح معناداری
SHGDP بر روی *SHUN* اثر علّی ندارد	۹/۲۶۶	۰/۰۰۴
SHUN بر روی *SHGDP* اثر علّی ندارد	۸/۵۵۴	۰/۰۰۶
NSBTGDP بر روی *NSBTUN* اثر علّی ندارد	۶/۸۳۳	۰/۰۱۲
NSBTUN بر روی *NSBTGDP* اثر علّی ندارد	۸/۱۷۷	۰/۰۰۷

فرض اساسی این الگو آن است که هر متغیر از وقفه‌های خود و سایر متغیرها تبعیت می‌کند. در این الگو به درونزایی و برونزایی متغیرها توجهی نمی‌شود؛ به‌طوری که همگی به‌عنوان متغیرهایی درونزا در نظر گرفته می‌شوند و روابط هم‌زمانی آنها مورد توجه قرار می‌گیرد. بیان کلی این الگو به شکل زیر است:

$$X_{nt} = A_{n.} + A_{np}(L)X_{n,t-p} + e_{nt}$$

که در آن، X_{nt} برداری $n\times 1$ از متغیرهای الگو؛ $A_{n.}$ برداری $n\times 1$ به‌عنوان ضرایب برآوردی برای عرض از مبدأ؛ p تعداد وقفهٔ بهینه؛ $X_{n,t-p}$ بردار $n\times 1$ وقفه‌های متغیرها؛ L عملگر وقفه[1]، و $A_{np}(L)$ ماتریس $n\times p$ ضرایب متغیرهای وقفه است. ضرایب الگوی VAR در واقع بیانگر روابط کوتاه‌مدت هستند؛ ولی از آنجا که این الگو فاقد مبانی نظری اقتصادی است، ضرایب آن را نمی‌توان به‌طور مستقیم تفسیر کرد. از این رو، برای تبیین بهتر نتایج، توابع عکس‌العمل آنی[2] و تجزیهٔ واریانس[3] را مورد استفاده قرار می‌دهیم.

۳-۳. برآورد الگو

هرچند تکانه‌های تورم با هیچ‌یک از دو متغیر رابطهٔ علّی واضحی برقرار نمی‌کند با وجود این، برای دستیابی به پاسخ پرسش‌های پژوهش، افزون بر دو متغیر مربوط به بیکاری و تولید ناخالص داخلی، متغیر مربوط به تورم نیز در الگوی VAR به‌عنوان متغیر وابسته لحاظ شد.[4] همچنین، اثر سایر متغیرها به‌صورت برونزا مورد بررسی قرار گرفت. به این ترتیب الگوی VAR برحسب تعریف متغیرهای درونزا ۲ بار برآورد شد. یک الگو زمانی که متغیرهای نسبت تورم واقعی به انتظاری (NSBTINF)، نسبت بیکاری واقعی به انتظاری (NSBTUN)، و نسبت تولید بالفعل به بالقوه (NSBTGDP) وارد الگو شدند و الگوی دیگر، هنگامی که متغیرهای شکاف تورم (SHINF)، شکاف بیکاری (SHUN)، و شکاف تولید ناخالص داخلی (SHGDP) به‌عنوان متغیرهای اصلی مد نظر قرار گرفت.

نتایج برآورد الگوی نخست -با متغیرهای نسبت- را در جدول ۳ ارائه کرده‌ایم. در این الگو براساس

1. Lag operator 2. Impulse Response Functions 3. Variance Decomposition

۴. در این راستا باید در نظر داشت که آزمون علیت به تعداد وقفه حساس است و تعیین تعداد وقفه نیز پیش از برآورد یک الگوی باثبات نمی‌تواند خالی از اشتباه باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

معیار تعیین شوارتز تنها یک وقفه وارد شده است. بررسی ثبات الگو نیز گویای آن است که ریشه‌های مشخصه در درون دایره واحد قرار می‌گیرند. از این گذشته، نرمال‌بودن توزیع اجزای اخلال و نبود خودهمبستگی سریالی تأیید شد. همچنین، اثر متغیرهای متعددی -افزون بر وقفه‌های متغیرهای اصلی- نیز مورد بررسی قرار گرفت که در بیشتر موارد دارای اثر معنادار و پایدار نبودند. از این رو، تنها متغیرهای نرخ رشد نقدینگی، وقفه متغیر معکوس نسبت نرخ سود بانکی به تورم، و متغیر موهومی سال‌های جنگ در الگوی نهایی لحاظ شدند. به‌علت حساس‌بودن نتایج به ورود متغیرهای برونزا، چنین متغیرهایی در صورتی در الگوی نهایی باقی ماند که اولاً ثبات الگو را برهم نزند؛ ثانیاً اثر معنادار داشته باشد؛ و ثالثاً توسط سایر متغیرها به نوع دیگری بازگو نشده باشد.

هرچند ضرایب الگوی VAR دارای تفسیرهای اقتصادی روشنی نیستند، با وجود این، علامت و سطح معناداری متغیرهای برونزا در هر یک از معادلات الگوی VAR تا حدودی بیان‌کنندهٔ اثر متغیر مورد نظر است. برای مثال، در جدول ۳ متغیر موهومی جنگ بر افزایش نسبت تورم واقعی به انتظاری دارای اثر مثبت و معناداری است. به این معنی که قرار گرفتن در شرایط جنگ احتمال افزایش تورم به بیش از مقدار انتظاری آن را افزایش می‌دهد. همچنین، به‌احتمال با شرایط رکود نیز مواجه خواهیم بود (هرچند اثر متغیر در این خصوص معنادار نیست). وقفه معکوس نسبت نرخ سود بانکی به تورم نیز متغیر دیگری است که در الگو حضور دارد. نسبت نرخ سود بانکی به تورم مقیاسی از نرخ سود واقعی در اقتصاد است. مثبت و معناداربودن وقفه معکوس این متغیر بیانگر آن است که هر گاه نرخ سود واقعی در اقتصاد کاهش یابد، به‌دنبال آن به احتمال زیاد میزان تورم به بیش از مقدار انتظاری افزایش خواهد یافت. همچنین، ضریب مثبت و معنادار متغیر رشد نقدینگی در معادلهٔ تورم بیانگر آن است که "شتاب" افزایش نقدینگی می‌تواند باعث افزایش نرخ تورم نسبت به تورم انتظاری شود، به بیان دیگر به تکانهٔ تورمی می‌انجامد. دربارهٔ ضریب تعیین معادلات الگو، یادآوری ماهیت متغیر وابسته (تکانهٔ تورم) حایز اهمیت است؛ ویژگی تکانه، غیرقابل پیش‌بینی‌بودن آن است که در بیشتر موارد به شکل نامنظم اتفاق می‌افتد و متغیرهای متعددی ممکن است اثر غیرنظام‌مند بر آن داشته باشند بنابراین، به طور طبیعی انتظار نمی‌رود ضریب تعیین الگو بسیار بالا باشد.

توابع عکس‌العمل آنی را در نمودار ۴ و تجزیهٔ واریانس را در نمودار ۵ نمایش داده‌ایم. در توابع عکس‌العمل آنی شوک‌هایی به اندازهٔ جذر واریانس اجزای اخلال هر معادله به الگو وارد می‌شود تا واکنش متغیرهای درونزا نسبت به آنها و مدت استهلاک اثر آنها مشخص شود. ملاحظه می‌شود شوک‌های وارده به تورم به‌سرعت تعدیل می‌شود. افزون بر این، شوک واردشده بر تورم تنها بر روی خود تورم اثر معنادار و کوتاه‌مدتی (تنها یک دوره) دارد. شوک واردشده به نرخ بیکاری نیز بر روی خود در حدود دو دوره تعدیل می‌شود؛ بر نرخ تورم تأثیری ندارد؛ با این وجود، به طور نسبی تا سه دوره بر روی تولید ناخالص داخلی اثر می‌گذارد. دربارهٔ شوک واردشده به تولید ناخالص داخلی نیز باید گفت که چنین شوکی بر روی خود تولید ناخالص داخلی تا سه دوره تأثیر معنادار دارد؛ با یک وقفه در سال‌های دوم و سوم به‌طور نسبی بر روی نرخ بیکاری اثر می‌گذارد و بر روی نرخ تورم اثر چندانی ندارد.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۳. نتایج برآورد الگوی VAR با متغیرهای نسبت

	NSBTGDP	NSBTUN	NSBTINF
NSBTGDP(-1)	۰/۷۷۱	-۰/۵۲۶	۰/۴۵۳
	(۰/۱۰۹)	(۰/۲۲۵)	(۰/۶۸۶)
	[۷/۰۶۲۹۵]	[-۲/۳۴۱۷۶]	[۰/۶۵۹۷۱]
NSBTUN(-1)	۰/۱۸۸	۰/۳۸۳	-۰/۵۲۱
	(۰/۰۶۹)	(۰/۱۴۲)	(۰/۴۳۳)
	[۲/۷۳۵۸۹]	[۲/۷۰۱۰۹]	[-۱/۲۰۲۱۸]
NSBTINF(-1)	۰/۰۰۹	۰/۰۰۳	-۰/۱۳۶
	(۰/۰۱۵)	(۰/۰۳۱)	(۰/۰۹۵)
	[۰/۵۶۵۴۵]	[۰/۱۰۱۶۲]	[-۱/۴۲۲۴۵]
C	۰/۰۱۳	۱/۱۱۲	۰/۲۸۶
	(۰/۱۴۴)	(۰/۲۹۷)	(۰/۹۰۸)
	[۰/۰۸۶۶۲]	[۳/۷۳۸۵۵]	[۰/۳۱۴۷۵]
GLIQ	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۲۱
	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۶)
	[۱/۰۰۲۵۶]	[۰/۵۶۴۷۶]	[۳/۵۹۳۵۱]
NSBTIST(-1)	۰/۰۰۲	-۰/۰۱۰	۰/۱۵۹
	(۰/۰۱۰)	(۰/۰۲۱)	(۰/۰۶۳)
	[۰/۱۷۷۱۳]	[-۰/۵۰۱۹۰]	[۲/۵۱۲۹۵]
WAR	-۰/۰۲۷	۰/۰۵۳	۰/۲۷۷
	(۰/۰۲۲)	(۰/۰۴۵)	(۰/۱۳۹)
	[-۱/۲۴۰۲۵]	[۱/۱۶۸۷۱]	[۱/۹۹۳۱۳]
R-squared	۰/۶۷۵	۰/۴۰۴	۰/۴۹۱

اعداد داخل پرانتز خطای معیار و اعداد داخل کروشه آمارهٔ t هستند.

تجزیهٔ واریانس نیز اثر شوک را به این صورت نشان می‌دهد که چند درصد واریانس خطای پیش‌بینی به‌وسیلهٔ تغییرات خود متغیر و چند درصد توسط تغییرات متغیرهای دیگر توضیح داده می‌شود. به بیان دیگر، تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی، نوعی آزمون علیت خارج از نمونه است که براساس آن سهم نوسان‌های هر متغیر در واکنش به شوک‌های وارد به متغیرهای درونزای الگو تقسیم می‌شود. نمودار ۵، نشان می‌دهد متغیرهای مربوط به نرخ بیکاری و تولید ناخالص داخلی نقش ناچیزی در توضیح نوسان‌های نرخ تورم نسبت به نرخ تورم انتظاری دارند؛ به‌طوری که سهم این دو متغیر از کمتر از دو درصد در سال اول به ۶/۵ در سال سوم و حداکثر تا ۷/۵ درصد در سال‌های بعد افزایش می‌یابد. تجزیهٔ

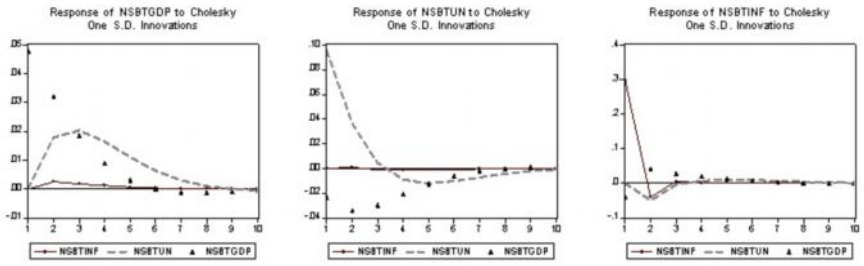
Archive of SID

www.SID.ir

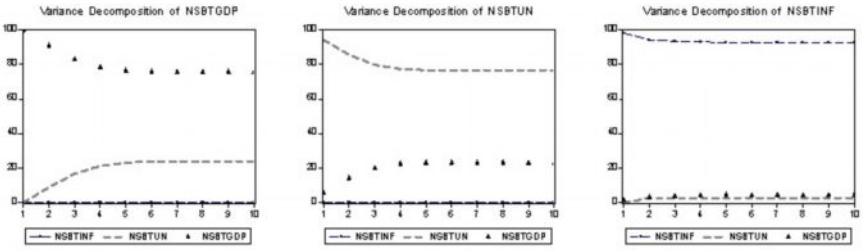
واریانس خطای پیش‌بینی متغیر نرخ تورم واقعی به انتظاری نیز نشان می‌دهد متغیر تولید بالفعل به بالقوه می‌تواند نوسان‌های آن را از ۶ درصد در سال اول تا حدود ۲۳ درصد در سال‌های چهارم به بعد توضیح دهد. در طرف مقابل نیز متغیر مربوط به بیکاری تا ۲۴ درصد نوسان‌های متغیر تولید را توضیح می‌دهد.

در نهایت، یک رابطهٔ علّی دوطرفه بین متغیرهای مربوط به بیکاری و تولید تأیید شد. جدول ۵، آماره‌های WALD و سطح معناداری هر ارتباط را نشان می‌دهد. یادآوری می‌شود که آزمون علیت به تعداد وقفه‌ها حساس است. در این الگو با وجود تأیید یک وقفه برای الگو، ورود وقفهٔ دوم را نیز مورد بررسی قرار دادیم که تغییر خاصی در نتایج پیش‌گفته حاصل نشد.

نمودار ۴. نتایج توابع عکس‌العمل آنی الگوی VAR با متغیرهای نسبت



نمودار ۵. نتایج تجزیهٔ واریانس الگوی VAR با متغیرهای نسبت



همان‌طور که گفته شد بازتعریف متغیرها به دو صورت انجام گرفت؛ یکی به‌صورت نسبت متغیر واقعی به انتظاری و دیگر به‌صورت تفاضل متغیر واقعی به انتظاری. شاید بتوان بازتعریف اخیر را به‌عنوان تکانه‌های وارد به هر متغیر دانست. الگوسازی اقتصادسنجی با توجه به رویهٔ فُمبای دربارهٔ این متغیرها نیز به استفاده از الگوی VAR منتهی شد. برآوردهای مختلف با وقفه‌ها و متغیرهای متعدد مورد بررسی قرار گرفت و الگوی نهایی VAR با دو وقفه و حضور متغیر رشد نقدینگی انتخاب شد. نتایج را در جدول ۶ ارائه کرده‌ایم.

www.SID.ir

جدول ۵. نتایج آزمون علیت گرنجر بر مبنای الگوی VAR با متغیرهای نسبت

	آماره	سطح معناداری
متغیر وابسته: NSBTINF		
اثر علّی NSBTUN بر روی NSBTINF	۱/۴۴۵	۰/۲۲۹
اثر علّی NSBTGDP بر روی NSBTINF	۰/۴۳۵	۰/۵۰۹
مجموع	۲/۹۴۳	۰/۲۳۰
متغیر وابسته: NSBTUN		
اثر علّی NSBTINF بر روی NSBTUN	۰/۰۱۰	۰/۹۱۹
اثر علّی NSBTGDP بر روی NSBTUN	۵/۴۸۴	۰/۰۱۹
مجموع	۵/۶۹۱	۰/۰۵۸
متغیر وابسته: NSBTGDP		
اثر علّی NSBTINF بر روی NSBTGDP	۰/۳۲۰	۰/۵۷۲
اثر علّی NSBTUN بر روی NSBTGDP	۷/۴۸۵	۰/۰۰۶
مجموع	۷/۴۸۸	۰/۰۲۴

افزون بر تعداد وقفه، تفاوت این الگو با الگوی متغیرهای نسبت در عدم حضور وقفه عکس متغیر نسبت نرخ سود بانکی به تورم است که در اینجا به‌دلیل معنادار نبودن از الگو حذف شده است. همچنین، مشاهده می‌شود که علامت ضرایب وقفه‌های اول و دوم هر متغیر در معادلهٔ خود عکس یکدیگر است. به این ترتیب که وقفهٔ اول با علامت مثبت و وقفهٔ دوم با علامت منفی در الگو ظاهر می‌شود. جدا از معناداری ضرایب شاید این مسأله به‌دلیل بازتعریف خاصی است که از متغیرها شده است. به بیان دیگر، از آنجا که متغیرها به‌صورت تکانه تعریف شده‌اند، ضرایب متفاوت به‌معنای حذف اثر تکانه و بازگشت به شرایط متعادل‌تر انتظاری است. متغیر رشد نقدینگی در الگوی اخیر VAR نه‌تنها بر روی شکاف تورم اثر مثبت و معناداری دارد، بلکه بر شکاف تولید نیز اثر مشابهی دارد. این مسأله را می‌توان به‌دلیل تحریک اقتصاد در کوتاه‌مدت دانست. همان طور که وقفه رشد نقدینگی در هیچ شرایطی دارای اثر ملموس بر متغیرهای الگو نبود. دربارهٔ متغیر موهومی سال‌های جنگ نیز علامت و معناداری ضرایب تا حدی مشابه الگوی اول است.

نتایج مربوط به توابع عکس‌العمل آنی را در نمودار ۶ به تصویر کشیده‌ایم که مشاهده می‌شود تا حد زیادی شبیه نمودار ۴ است. در اینجا نیز شوک‌های وارده به تورم سریع‌تر از متغیرهای دیگر مستهلک می‌شود؛ به‌طوری که شوک واردشده به شکاف تورم و نیز شکاف بیکاری تا دو دوره به‌صورت معناداری از وقفه‌های خود تأثیر می‌پذیرد. این موضوع برای متغیر تولید، اندکی طولانی‌تر است و شوک وارد به شکاف تولید ناخالص داخلی در طول سه دوره مستهلک می‌شود. دربارهٔ اثرهای متقابل متغیرها نسبت به شوک‌های وارده نیز در بیشتر موارد تأثیر چشم‌گیری مشاهده نمی‌شود. اثر شوک وارد بر شکاف

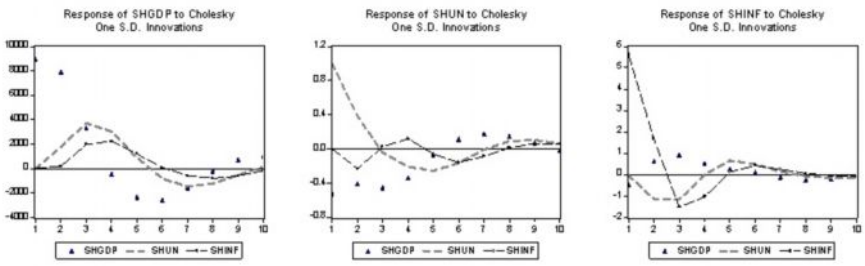
Archive of SID

www.SID.ir

بیکاری بر روی شکاف تولید نسبت به نمودار ۴ کم‌رنگ‌تر است. با وجود این، شوک وارد بر متغیر شکاف تولید ناخالص داخلی تا بیش از سه دوره تأثیر به‌نسبت معناداری را بر شکاف بیکاری می‌گذارد.

نتایج تجزیهٔ واریانس را نیز در نمودار ۷ به تصویر کشیده‌ایم که با نتایج الگوی پیشین مشابهت دارد؛ به‌طوری که نوسان‌های متغیر مربوط به تورم هنوز هم تا حد زیادی توسط خودش توضیح داده می‌شود. قدرت توضیح متغیرهای شکاف تورم و شکاف تولید ناخالص داخلی از کمتر از یک درصد در سال اول به حدود ۵ درصد در سال دوم می‌رسد و در سال‌های بعد نیز کمتر از ۱۳ درصد نوسان‌های شکاف تورم را تبیین می‌کند.

نمودار ۶. نتایج توابع عکس‌العمل آنی الگوی VAR با متغیرهای شکاف



همچنین، قدرت توضیح‌دهندگی شکاف تورم در مورد شکاف تولید، حداکثر به ۶ درصد و در مورد شکاف بیکاری نیز حداکثر به ۵ درصد نمی‌رسد. شکاف بیکاری در تبیین نوسان‌های شکاف تولید قدرت بیشتری دارد؛ با این وجود به ۱۵ درصد هم نمی‌رسد و در مجموع وقفه‌های متغیر شکاف تولید ناخالص داخلی، ۸۰ درصد از نوسان‌های خود را توضیح می‌دهد. کمترین قدرت خودتوضیحی مربوط به شکاف نرخ بیکاری است که از حدود ۷۸ درصد در سال اول به ۵۸ درصد در سال‌های بعد کاهش می‌یابد. در این مورد، شکاف تولید ناخالص داخلی نقش قابل توجهی ایفا می‌کند و نوسان‌های آن را از حدود ۲۱ درصد در سال اول تا بیش از ۳۷ درصد در سال‌های بعد توضیح می‌دهد.

نتایج آزمون علیت نشان می‌دهد که تنها رابطهٔ علّی از شکاف تولید ناخالص داخلی بر روی شکاف نرخ بیکاری است که در سطح قابل قبولی معنادار است (جدول ۷). تفاوت الگوی اخیر با الگوی پیشین در آن است که رابطهٔ علّی از متغیر بیکاری بر روی تولید کم‌رنگ‌تر شده و در سطح کمتر از ۱۰ درصد (۱۱/۶ درصد) معنادار است. از سوی دیگر، برخی روابط معنادارتر از گذشته است، ولی همچنان به‌حدی فاقد اعتبار است که امکان بحث بر روی آنها وجود ندارد.

Archive of SID

www.SID.ir

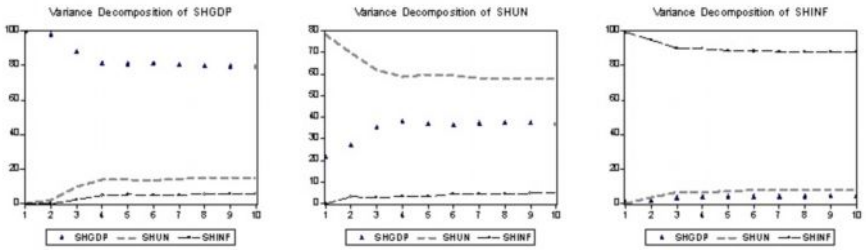
جدول ۶. نتایج برآورد الگوی VAR با متغیرهای شکاف

	SHGDP	SHUN	SHINF
SHGDP(-1)	۰/۹۹۴	-۲/۵E-۰۵	۱/۸E-۰۵
	(۰/۱۵۳)	(۱/۹E-۰۵)	(۹/۷E-۰۵)
	[۶/۴۹۶۲۸]	[-۱/۳۰۵۳۶]	[۰/۱۸۱۷۶]
SHGDP(-2)	-۰/۳۳۴	-۱/۸E-۰۵	-۳/۵E-۰۵
	(۰/۱۶۸)	(۲/۱E-۰۵)	(۱/۱E-۰۴)
	[-۱/۹۹۵۱۹]	[-۰/۸۵۱۳۸]	[-۰/۳۲۵۳۰]
SHUN(-1)	۱۷۸۳/۵۶۹	۰/۳۸۷	-۱/۱۳۷
	(۱۳۸۰/۱۷۲)	(۰/۱۷۵)	(۰/۸۷۶)
	[۱/۲۹۲۲۸]	[۲/۲۰۸۰۹]	[-۱/۲۹۷۹۳]
SHUN(-2)	۱۲۹۵/۸۵۹	-۰/۱۹۵	-۰/۴۳۵
	(۱۳۸۵/۳۲۶)	(۰/۱۷۶)	(۰/۸۷۹)
	[۰/۹۳۵۴۲]	[-۱/۱۰۷۸۲]	[-۰/۴۹۴۶۳]
SHINF(-1)	۳۴/۸۹۱	-۰/۰۴۱	۰/۲۹۹
	(۲۴۳/۵۶۴)	(۰/۰۳۱)	(۰/۱۵۵)
	[۰/۱۴۳۲۵]	[-۱/۳۲۳۰۲]	[۱/۹۳۴۶۸]
SHINF(-2)	۳۸۰/۳۷۱	۰/۰۳۴	-۰/۴۰۶
	(۲۳۵/۵۱۳)	(۰/۰۳۰)	(۰/۱۴۹)
	[۱/۶۱۵۰۷]	[۱/۱۲۱۶۶]	[-۲/۷۱۷۵۱]
C	-۷۶۳۰/۷۸۸	-۰/۷۵۳	-۷/۰۳۳
	(۵۲۸۰/۸۷۰)	(۰/۶۷۱)	(۳/۳۵۱)
	[-۱/۴۴۴۹۹]	[-۱/۱۲۲۱۹]	[-۲/۰۹۹۰۱]
GLIQ	۳۱۷/۷۳۸	۰/۰۲۲	۰/۲۳۸
	(۱۷۶/۷۰۳)	(۰/۰۲۲)	(۰/۱۱۲)
	[۱/۷۹۸۱۵]	[۰/۹۷۹۶۲]	[۲/۱۲۶۵۱]
WAR	-۲۲۵۴/۷۹۲	۰/۶۷۲	۳/۳۶۷
	(۳۸۷۰/۷۱۷)	(۰/۴۹۲)	(۲/۴۵۶)
	[-۰/۵۸۲۵۳]	[۱/۳۶۵۰۹]	[۱/۳۷۱۱۸]
R-squared	۰/۷۴۰	۰/۵۰۲	۰/۴۰۰

Archive of SID

www.SID.ir

نمودار ۷. نتایج تجزیهٔ واریانس الگوی VAR با متغیرهای شکاف



جدول ۷. نتایج آزمون علیت گرنجر بر مبنای الگوی VAR با متغیرهای شکاف

	آماره	سطح معنی‌داری
متغیر وابسته: SHINF		
اثر علّی SHUN بر روی SHINF	۲/۹۸۵	۰/۲۲۵
اثر علّی SHGDP بر روی SHINF	۰/۱۰۹	۰/۹۴۷
مجموع	۴/۱۶۱	۰/۳۸۵
متغیر وابسته: SHUN		
اثر علّی SHINF بر روی SHUN	۲/۳۳۵	۰/۳۱۱
اثر علّی SHGDP بر روی SHUN	۷/۳۲۱	۰/۰۲۶
مجموع	۵/۶۹۱	۰/۰۵۸
متغیر وابسته: SHGDP		
اثر علّی SHINF بر روی SHGDP	۳/۰۳۱	۰/۲۲۰
اثر علّی SHUN بر روی SHGDP	۴/۳۰۳	۰/۱۱۶
مجموع	۵/۹۲۲	۰/۲۰۵

Archive of SID

www.SID.ir

۴. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

منحنی فیلیپس به‌عنوان یک الگوی استاندارد برای تحلیل سیاست پولی، همواره مرکز بحث حرکات تورمی بوده است. این پژوهش را با هدف بررسی نوسان‌ها و تکانه‌های اقتصاد و آزمون رابطهٔ متغیرهای اصلی اقتصاد انجام داده و به‌ویژه رابطهٔ تورم و بیکاری مورد پرسش قرار دادیم. برای این منظور و انجام تحلیلی به‌نسبت جامع، متغیرهای بازارهای کالا و خدمات، کار، و پول را به پیروی از متون اقتصادی انتخاب کرده و تلاش کردیم به شکل مناسبی بازتعریف نماییم. برای تعریف متغیرها به صورت تکانه، دو حالت را مد نظر قرار دادیم؛ در حالت نخست، نسبت متغیر واقعی به مقدار انتظاری هر متغیر را لحاظ کردیم، و در حالت دیگر، تکانه به‌صورت تفاضل متغیر واقعی از مقدار انتظاری را تعریف کردیم[۱]. همچنین، با توجه به اهمیت روزافزون روش‌شناسی اقتصادسنجی، از رویهٔ معتبری برای انتخاب الگوی مناسب استفاده کردیم. در پیش گرفتن رویهٔ فُمبای به استفاده از الگوی VAR منجر شد.

نتایج نشان داد که بسیاری از متغیرهای مورد انتظار تأثیر معناداری بر تکانه‌های متغیرهای درونزا ندارند. از جمله متغیرهای تجارت شامل صادرات و واردات و شاخص قیمت آنها، و نرخ ارز رسمی و غیررسمی که در هیچ شرایطی وارد الگو نشدند. این موضوع را می‌توان به این معنی دانست که متغیرهای اقتصاد جهانی و شرایط بین‌المللی از طریق مبادله نتوانسته‌اند بر داخل اثرگذار باشند.[۲] شاید یکی از دلایل، حجم و سهم اندک تجارت بین‌الملل در اقتصاد ایران در دهه‌های گذشته باشد. همچنین همان‌طور که می‌دانیم نوسان‌های اقتصاد جهانی به‌طور معمول کمتر است و از این رو حتی گفته می‌شود متغیری مانند واردات می‌تواند مانعی بر تکانه‌های شدید تورم باشد.

افزون بر این، متغیرهایی مانند نرخ سود بانکی نیز بر نوسان‌های اقتصادی اثر چندانی ندارند و حتی در الگوی دوم لحاظ نمی‌شوند. از آنجا که متغیر نرخ سود بانکی به‌عنوان یک متغیر دستوری معروف است، درک این نکته و آشنایی با پیامدها ــ مبنی بر این‌که این متغیر بر متغیرهای واقعی اقتصاد اثرگذار نیست ــ می‌تواند برای سیاست‌گذاران قابل تأمل باشد. حتی رابطهٔ معنادار در الگوی اول ناظر به این مفهوم است. بر اساس این رابطه، کاهش نسبت نرخ سود بانکی به تورم در سال جاری با افزایش نسبت تورم واقعی به انتظاری در سال آتی همراه است. به‌نظر می‌رسد پایین نگه‌داشتن نرخ سود بانکی سبب کاهش انتظارات تورمی می‌شود؛ با وجود این، تورم واقعی به همین ترتیب واکنش نشان نمی‌دهد و در سطح بالاتری از تورم انتظاری باقی می‌ماند. همین مسأله خود به مفهوم بروز تکانهٔ تورمی است.

سخن دربارهٔ متغیر دیگر سیاستگذاری پولی بیش از این است؛ چرا که نرخ رشد نقدینگی در تمامی الگوها اثری معنادار دارد. ضریب مثبت و معنادار متغیر رشد نقدینگی در معادلهٔ تورم نشان می‌دهد که "شتاب" افزایش نقدینگی می‌تواند باعث افزایش نرخ تورم نسبت به تورم انتظاری شود، به بیان دیگر، به تکانهٔ تورمی منجر شود. ارتباط نقدینگی و تورم در اقتصاد از واضحات است و همچنانکه در پیشینهٔ

۱. در الگویی دیگر، درصد انحراف متغیرها از مقدار انتظاری نیز مورد استفاده گرفت که نتایج آن به‌طور کامل با نتایج دو الگوی ارائه‌شده (به‌ویژه الگوی نخست) مطابقت دارد و از این‌رو به‌صورت مجزا در متن مقاله لحاظ نشد.
۲. البته مسأله بازار جهانی نفت از این بحث مستثنی است که در بحث نقدینگی به آن اشاره می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

پژوهش گفته شد بیشتر پژوهش‌ها، به‌ویژه در مورد ایران، بر آن تأکید کرده‌اند. با وجود این، باید دانست که سازوکار اثرگذاری این متغیر کمتر روشن است. نرخ رشد نقدینگی زاییدهٔ سیاست‌ها و اقدامات دیگری است که کمتر به خود نقدینگی توجه دارند.

جدول ۸. ضریب همبستگی برخی متغیرها و ارتباط آنها با نقدینگی

	سرمایه‌گذاری خصوصی در مسکن شهری	درآمد نفت	درآمد مالیات	کل پرداخت دولت	پایهٔ پولی	نقدینگی	هزینهٔ مصرف خصوصی	هزینهٔ مصرف دولتی
سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن شهری	۱/۰۰۰							
درآمد نفت	۰/۹۹۰	۱/۰۰۰						
درآمد مالیات	۰/۹۹۲	۰/۹۷۲	۱/۰۰۰					
کل پرداخت دولت (شامل جاری و عمرانی)	۰/۹۹۴	۰/۹۷۶	۰/۹۹۴	۱/۰۰۰				
پایهٔ پولی	۰/۹۹۱	۰/۹۷۶	۰/۹۹۰	۰/۹۸۹	۱/۰۰۰			
نقدینگی (شامل پول و شبه پول)	۰/۹۹۰	۰/۹۶۷	۰/۹۹۲	۰/۹۹۸	۰/۹۸۹	۱/۰۰۰		
هزینهٔ مصرف خصوصی	۰/۹۹۵	۰/۹۹۴	۰/۹۸۴	/۹۹۰	۰/۹۹۱	۰/۹۹۵	۱/۰۰۰	
هزینهٔ مصرف دولتی	۰/۹۹۴	۰/۹۹۴	۰/۹۸۱	۰/۹۸۷	۰/۹۹۵	۰/۹۹۲	۰/۹۹۹	۱/۰۰۰

اطلاعات جدول براساس داده‌های بانک مرکزی است.

جدول ۸، ضریب همبستگی برخی متغیرهای اقتصادی و ارتباط بالای آنها با نقدینگی را نشان می‌دهد. باید توجه داشت که ــ به‌دلایل مختلف، از جمله کمبود داده‌ها ــ ابزارهای اقتصادسنجی در تعیین و تبیین و تفکیک اثرهای چنین متغیرهایی قدرت کافی ندارند. کما این‌که الگوهای نظری مدون و منسجمی که مورد اجماع باشند نیز کمتر وجود دارد. به این ترتیب، می‌توان اثرهای برخی سیاستگذاری‌های پولی و مالی را پیش‌بینی کرد. در مجموع، شتاب نقدینگی خواه ناشی از سیاست‌های پولی بانک مرکزی، مانند افزایش پایهٔ پولی، یا تزریق دلارهای نفتی و حتی اعتبارات پولی به اقتصاد باشد، و خواه سیاست‌های مالی دولت، مانند افزایش مخارج دولت (شامل مخارج جاری یا عمرانی) ممکن است به تکانه‌های تورمی منجر شود.

نتایج دربارهٔ رابطهٔ بیکاری و تورم بیانگر نبود ارتباط -چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت- است. معنادارنبودن ضریب شکاف بیکاری، به نوعی ادعاهای نئوکلاسیک‌ها دربارهٔ نبود رابطهٔ بلندمدت بین بیکاری و تورم در اقتصاد ایران را تأیید می‌کند. این ادعا با یافتهٔ موسوی و سعیدی‌فر (۱۳۸۵) در این خصوص مغایرت دارد، ولی افزون بر ادعاهای نئوکلاسیک‌ها، یافته‌های تجربی نیز وجود دارد که با

Archive of SID

www.SID.ir

یافته‌های این پژوهش مطابقت دارند. چنانچه ساموئلسون و سولو (۱۹۶۰) ضمن رد وجود رابطهٔ منحنی فیلیپس در ایالات متحده، تنها با خارج‌کردن داده‌های سال‌های رکود بزرگ و جنگ جهانی دوم بود که توانستند تقریبی از ادعای فیلیپس را تصویر کنند. به طور کلی، منحنی فیلیپس در شرایط نزدیک به اشتغال کامل -و نه در شرایطی که بیکاری ناخواسته، قسمت اصلی بیکاری را تشکیل می‌دهد- اعتبار بیشتری دارد. با توجه به شرایط رکود تورمی اقتصاد ایران به نظر می‌رسد یافتهٔ این پژوهش مبنی بر نبود ارتباط بین تکانه‌های بیکاری و تورم، قابل پذیرش است. اقتصاد ایران در بیش از سه دهه شاهد نرخ تورم و بیکاری دورقمی بوده است و از این‌رو امکان دفاع از اثرگذاری تورم و بیکاری بر یکدیگر نسبت به گزینهٔ بدیل آن دور از ذهن است. به بیان دیگر، هر چند این مسأله با ادعای نئوکلاسیک‌ها[1] همخوانی دارد، ولی به نظر می‌رسد علت آن را باید در شرایط رکود تورمی اقتصاد ایران جست‌وجو کرد. نبود ارتباط پیش از آن که غیرمنطقی بنماید، یادآور شرایط خاص و مشکلات نهادینه‌شده‌ای است که بر اقتصاد ایران حاکم است. شرایطی که نه تنها سبب بی‌معنی‌شدن ارتباط بیکاری و تورم می‌شود، بلکه اثرگذاری سیاست‌های اقتصادی را نیز دشوار می‌کند. در واقع، وجود نهادهایی که براساس شرایط رکود تورمی اقتصاد ایران استوار شده‌اند خود مانعی بر اثرگذاری سیاست‌ها است. در این میان، دولت مانعی بر اثرگذاری خود است. شاید وجود دولت بزرگ و فراگیر که با داشتن سهم زیاد از اشتغال، ضمن سیطره بر اقتصاد، عرصه را بر نهادهای غیردولتیِ رقابتی تنگ کرده است، یکی از مهم‌ترین عوامل عدم واکنش اشتغال به نشانگرهای اقتصادی باشد. این چنین است که معنادارنبودن ارتباط بیکاری و تورم نه تنها عجیب نیست، بلکه کشف آن -به‌ویژه در درازمدت- قابل تأمل است.

از نتایج مهم دیگر این پژوهش، وجود رابطهٔ علّی دوطرفه بین نوسان‌های بیکاری و تولید ناخالص داخلی - به‌ویژه از تولید به بیکاری-است. رشد اقتصادی باعث افزایش تولید ناخالص داخلی نسبت به تولید بالقوه می‌شود و از این راه، رونق اقتصادی سبب تکانه‌هایی به نرخ بیکاری می‌شود. وجود این رابطه بر مبنای توابع عکس‌العمل آنی و تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی نیز تأیید می‌شود. به‌ویژه آن‌که این رابطه تا حدودی طولانی‌تر هم هست. به این ترتیب توجه به افزایش سرمایه‌گذاری و ارتقای بهره‌وری -که عوامل اصلی رشد محسوب می‌شوند- باید مورد توجه سیاستگذاران قرار گیرد.

همچنین، برای جلوگیری از افزایش سطح تورم (در نتیجه، افزایش تورم انتظاری) که در سه دههٔ گذشته، هزینه‌های فراوان اقتصادی و اجتماعی را بر پیکر اقتصاد ملی وارد کرده است، پرهیز از اتخاذ سیاست‌های پولی انبساطی ضروری است. مهم‌تر آن که دولت‌ها و بانک مرکزی، باید سیاست‌های منظم و قطعی در پیش بگیرند؛ همان‌طور که در متون اقتصادی تأیید شده است، حتی اثر سیاست انبساطی متعهدانه و قانون‌مدار بر تورم، امکان دارد در بلندمدت به دلیل تعدیل انتظارات، کمتر از سیاست‌های صلاحدیدی موقتی باشد. در این راه، به طور مستدل، اصلاحات ساختاری و نهادی حائز اهمیت است.

۱. که در بستر اقتصادی متفاوت، و با فرضیات بازارهای رقابت کامل شکل گرفته‌اند.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

ابراهیمی، محسن. و علی، سوری. (۱۳۸۵). رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در ایران. دانش و توسعه. شمارهٔ ۱۸. ص ۱۲۶-۱۱۱.

حسینی، سیدصفدر و تکتم، محتشمی. (۱۳۸۷). رابطهٔ تورم و رشد نقدینگی در اقتصاد ایران؛ گسست یا پایداری؟. پژوهشهای اقتصادی. سال ۸، شماره ۳.

دادگر، یدا... و غلامرضا، کشاورزحداد و علی، تیاترج. (۱۳۸۵). تبیین رابطه تورم و رشد اقتصادی در ایران. جستارهای اقتصادی. شمارهٔ ۵. ص ۸۸-۵۹.

سامتی، مرتضی و سعید، صمدی و سارا، قبادی. (۱۳۸۳). برآورد نرخ بهینه بیکاری و مقایسه آن با نرخ طبیعی (با تأکید بر متغیرهای برنامه سوم توسعه اقتصادی-اجتماعی). تحقیقات اقتصادی. شمارهٔ ۶۷. ص ۱۱۶-۹۱.

عباسی‌نژاد، حسن و غلامرضا، کاظمی‌زاده. (۱۳۷۹). بررسی و تحلیل منحنی فیلیپس و تعیین نرخ طبیعی بیکاری در ایران. تحقیقات اقتصادی، شمارهٔ ۵۷، ص ۱۶۰-۱۳۳.

عمادزاده، مصطفی و سعید، صمدی و بهار، حافظی. (۱۳۸۴). بررسی عوامل (پولی و غیرپولی) موثر بر تورم در ایران ۱۳۸۲-۱۳۳۸. پژوهشنامهٔ علوم انسانی و اجتماعی. شمارهٔ ۱۹. ص ۵۲-۳۳.

قوام‌مسعودی، زهره و احمد، تشکینی. (۱۳۸۴). تحلیل تجربی تورم در اقتصاد ایران ۸۱-۱۳۳۸. پژوهشنامه بازرگانی. شمارهٔ ۳۶. ص ۱۰۵-۷۵.

موسوی محسنی، رضا و مریم، سعیدی‌فر. (۱۳۸۵). منحنی فیلیپس و تأثیرگذاری سیاست پولی در اقتصاد ایران. تحقیقات اقتصادی. شمارهٔ ۷۲. ص ۳۰۳-۲۸۱.

مهرگان، نادر و مرتضی، عزتی و حسین، اصغرپور. (۱۳۸۵). بررسی رابطه علی بین نرخ بهره و تورم: با استفاده از داده‌های تابلویی. پژوهشهای اقتصادی. شمارهٔ ۳. ص ۱۰۵-۹۱.

نصراصفهانی، رضا و کاظم، یاوری. (۱۳۸۲). عوامل اسمی و واقعی موثر بر تورم در ایران - رهیافت خودرگرسیون برداری (VAR). پژوهشهای اقتصادی ایران. شمارهٔ ۱۶. ص ۹۹-۶۹.

Bonato, L. (2007). Money and Inflation in the Islamic Republic of Iran. IMF Working Paper, WP/07/119, Middle East and Central Asia Department.

Bowdler, C. (2009). Openness, Exchange Rate Regimes and the Phillips Curve. Journal of International Money and Finance, February 2009, v. 28, iss. 1, pp. 148-60

Brissimis, S.N., and N.S. Magginas. (2008). Inflation Forecasts and the New Keynesian Phillips Curve. International Journal of Central Banking, June 2008, v. 4, iss. 2, pp. 1-22

Carriero, A. (2008). A Simple Test of the New Keynesian Phillips Curve. Economics Letters, August 2008, v. 100, iss. 2, pp. 241-44

Castle, J.L., and D.F. Hendry. (2009). The Long-Run Determinants of UK Wages, 1860-2004. Journal of Macroeconomics, March 2009, v. 31, iss. 1, pp. 5-28

Cruz-Rodriguez, A. (2008). A Phillips Curve for the Dominican Republic. Empirical Economics Letters, August 2008, v. 7, iss. 8, pp. 845-50

Archive of SID

www.SID.ir

Fanelli, L. (2008). Evaluating the New Keynesian Phillips Curve under VAR-Based Learning. Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal, 2008, v. 2
Fanelli, L. (2008). Testing the New Keynesian Phillips Curve through Vector Autoregressive Models: Results from the Euro Area. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, February 2008, v. 70, iss. 1, pp. 53-66
Fomby, B.T. (1998). How to Model Multivariate Time Series Data. Department of Economics, Southern Methodist University, Dallas.
Friedman, M. (1977). Nobel Lecture: Inflation and Unemployment. Journal of Political Economy, 85(3), pp 451-472.
Henzel, S., and T. Wollmershauser. (2008). The New Keynesian Phillips Curve and the Role of Expectations: Evidence from the CESifo World Economic Survey. Economic Modeling, September 2008, v. 25, iss. 5, pp. 811-32
Hondroyiannis, G., P.A.V.B. Swamy, and G.S. Tavlas. (2009). The New Keynesian Phillips Curve in a Time-Varying Coefficient Environment: Some European Evidence. Macroeconomic Dynamics, April 2009, v. 13, iss. 2, pp. 149-66
Hornstein, A. (2008). Introduction to the New Keynesian Phillips Curve. Economic Quarterly, 94(4), pp 301-309.
Hsing, Y. (2009). Estimating the Time-Varying NAIRU for Germany and Policy Implications. Applied Economics Letters, March-April 2009, v. 16, iss. 4-6, pp. 469-73
Humphrey, T.M. (1985). The Evolution and Policy Implications of Phillips Curve Analysis. Economic Review, issue Mar/Apr, pp 3-22.
Karanassou, M., H. Sala, and D.J. Snower. (2008). Long-Run Inflation-Unemployment Dynamics: The Spanish Phillips Curve and Economic Policy. Journal of Policy Modelling, March-April 2008, v. 30, iss. 2, pp. 279-300
Kim, C., and Y. Kim. (2008). Is the Backward-Looking Component Important in a New Keynesian Phillips Curve? Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics, September 2008, v. 12, iss. 3
King, R.G. (2008). The Phillips Curve and U.S. Macroeconomic Policy: Snapshots, 1958-1996. Economic Quarterly, 94(4), pp 311-359.
Kydland, F.E., and E.C. Prescott. (1977). Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. Journal of Political Economy, 85(3), pp 473-91.
Lacker, M.J., and J.A. Weinberg. (2007). Inflation and Unemployment: A Layperson's Guide to the Phillips Curve. Economic Quarterly, 93(3), pp 201-227.
Lucas, R.E., (1996). Nobel Lecture: Monetary Neutrality. Journal of Political Economy, 104(4), pp 661-82.
Matheson, T.D. (2008). Phillips Curve Forecasting in a Small Open Economy. Economics Letters, February 2008, v. 98, iss. 2, pp. 161-66
Menyhert, B. (2008). Estimating the Hungarian New-Keynesian Phillips Curve. Acta Oeconomica, September 2008, v. 58, iss. 3, pp. 295-318
Miles, W. (2009). Central Bank Independence, Inflation and Uncertainty: The Case of Colombia. International Economic Journal, March 2009, v. 23, iss. 1, pp. 65-79
Nason, J.M., and Smith, G.W. (2008). Identifying the New Keynesian Phillips Curve. Journal of Applied Econometrics, August 2008, v. 23, iss. 5, pp. 525-51

Archive of SID

www.SID.ir

Nason, J.M., and Smith, G.W. (2008). The New Keynesian Phillips Curve: Lessons from Single-Equation Econometric Estimation. Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly, Fall 2008, v. 94, iss. 4, pp. 361-95
Nelson, E. (2009). An Overhaul of Doctrine: The Underpinning of UK Inflation Targeting. Economic Journal, June 2009, v. 119, iss. 538, pp. F333-68
Nielsen, H.B. (2009). The Long-Run Determinants of UK Wages, 1860-2004: Comment. Journal of Macroeconomics, March 2009, v. 31, iss. 1, pp. 29-34
Paloviita, M. (2008). Comparing Alternative Phillips Curve Specifications: European Results with Survey-Based Expectations. Applied Economics, August-September 2008, v. 40, iss. 16-18, pp. 2259-70
Phillips, A.W. (1958). The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957. Economica, Vol. 25, No. 100, pp 283-99.
Ramos-Francia, M., and A. Torres. (2008). Inflation Dynamics in Mexico: A Characterization Using the New Phillips Curve. North American Journal of Economics and Finance, December 2008, v. 19, iss. 3, pp. 274-89
Ravenna, F., and C.E. Walsh. (2008). Vacancies, Unemployment, and the Phillips Curve. European Economic Review, November 2008, v. 52, iss. 8, pp. 1494-1521
Research Group of China's Growth and Macroeconomic Stability. (2008). External Shocks and China's Inflation. Jingji Yanjiu/Economic Research Journal, May 2008, v. 43, iss. 5, pp. 4-18
Restrepo, L., and E. Jorge. (2008). Estimating the Nairu for Chile. Economia Chilena, August 2008, v. 11, iss. 2, pp. 31-46
Russell, B., and A. Banerjee. (2008). The Long-Run Phillips Curve and Non-stationary Inflation. Journal of Macroeconomics, December 2008, v. 30, iss. 4, pp. 1792-1815
Samuelson, P.A., and R.M. Solow. (1960). Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy. American Economic Review, 50(2), pp 177-94.
Sargent, T., N. Williams, and T. Zha. (2006). Shocks and Government Beliefs: The Rise and Fall of American Inflation. American Economic Review, 96(4), pp 193-224.
Schorfheide, F. (2008). DSGE Model-Based Estimation of the New Keynesian Phillips Curve. Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly, Fall 2008, v. 94, iss. 4, pp. 397-433
Smith, G.W. (2008). Japan's Phillips Curve Looks Like Japan. Journal of Money, Credit, and Banking, September 2008, v. 40, iss. 6, pp. 1325-26
Wang, Y., and H. Lee. (2009). Rules versus Discretion on the Choice between Exchange-Rate-Targeting and Monetary-Aggregate-Targeting. Journal of Economic Policy Reform, March 2009, v. 12, iss. 1, pp. 43-55
Williamson, S.D. (2008). New Keynesian Economics: A Monetary Perspective. Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly, Summer 2008, v. 94, iss. 3, pp. 197-218
Zhang, C., D.R. Osborn, and D.H. Kim. (2008). The New Keynesian Phillips Curve: From Sticky Inflation to Sticky Prices. Journal of Money, Credit, and Banking, June 2008, v. 40, iss. 4, pp. 667-99

Archive of SID

www.SID.ir

Zhang, C., D.R. Osborn, and D.H. Kim. (2009). Observed Inflation Forecasts and the New Keynesian Phillips Curve. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, June 2009, v. 71, iss. 3, pp. 375-98

Archive of SID

www.SID.ir