مجله برنامه و بودجه، شمارهٔ ۳۶، ص. ۴۳-۶۳.

بررسی رابطه تورم و رشد در اقتصاد ایران: تحلیلی آماری به روش اقتصادسنجی

نویسنده: ژیان مردوخی●

چکیده

کشورهای مختلف با تبادلهای مختلفی در بین تورم و رشد اقتصادی رو به رو هستند، ولی آنچه همهٔ اقتصادها در تلاش برای رسیدن به آن هستند، تورم پایین و رشد مداوم اقتصادی است. هدف این پژوهش، بررسی رابطهٔ علّی میان رشد و تورم از طریق آزمون علّی گرنجر، به منظور دستیابی به جهت و نوع رابطهٔ علّی مذکور در اقتصاد ایران، با استفاده از آمار سری زمانی دورهٔ ۱۳۳۸-۱۳۷۵ است. نتایج به دست آمده بدین ترتیب بوده‌اند: اولاً رابطهٔ علّی به صورت یکسویه و از تورم به رشد است؛ ثانیاً نوع این رابطهٔ علّی معکوس می‌باشد، بدین ترتیب که افزایش تورم موجب کاهش رشد اقتصادی در ایران می‌شود.

۱. مقدمه

مدتهای مدیدی است که رابطهٔ بین تورم و فعالیت حقیقی اقتصادی، جای خود را در آثار مربوط به اقتصاد کلان باز کرده است. در مباحث مطروحه در زمینهٔ سیاستهای تثبیت، امکان وجود نوعی رابطهٔ معکوس میان تورم و بیکاری (در کوتاه‌مدت و براساس منحنی فیلیپس) مورد تأیید قرار گرفته است که در طول زمان با تعدیل قیمتها به سوی مقادیر تعادلی و ایجاد امکان پیش‌بینی قیمتها، این رابطه تمایل به ناپدید شدن دارد. در بلندمدت، در آثار اقتصادی، سخن از یک رابطهٔ

●دانشجوی کارشناسی اقتصاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

همسو (مستقیم) بین تورم و نرخ رشد تولید حقیقی به میان آمده است (ساتیا و دیگران، ۱۹۹۷).

هدف این نوشته، با استفاده از روش ساتیا و دیگران (۱۹۹۷) تمرکز بر روی نکته اخیر است. به طور دقیقتر، الگو و جهت علیت در رابطه بین تورم و نرخ رشد تولید حقیقی، در اقتصاد ایران و با استفاده از آمار سالانه کلان اقتصادی در دورهٔ ۱۳۳۸-۱۳۷۵ را در این مقاله بررسی می‌کنیم.

در این نوشتار، کوشیده‌ایم تا به جای انتخاب یک رابطهٔ علّی یکسویه میان تورم و رشد، مانند کارهای کورمندی و مگوایر (۱۹۸۵)، یونگ و مارشال (۱۹۸۶)، گریر و تولاک (۱۹۸۹)، آلکساندر (۱۹۹۰) وگریمز (۱۹۹۱) که رابطه علّی را از سوی تورم به رشد می‌دانسته‌اند یا کارهای هاربرگر (۱۹۶۳) و وگل (۱۹۷۴) که رابطهٔ علّی را از سوی رشد به تورم می‌دانسته‌اند (در پژوهشهایشان در مورد کشورهای آمریکای لاتین و شیلی)، احتمال وجود یک رابطهٔ علّی دو سویه میان رشد و تورم را بررسی و آزمون نماییم (زیرا در صورتی که رابطهٔ علّی دو سویه صحیح باشد، تخمینهای انجام شده در مدلهای با رابطهٔ علّی یکسویه تورش‌دار و ناسازگار می‌شود.) همچنین کوشیده‌ایم تا به مسئله ناایستایی آمار و اطلاعات، و در نتیجه، بی‌مفهوم (کاذب) شدن رگرسیونها، در صورت ناایستایی آنها، از طریق آزمونهای علّی گرنجر، با مدنظر قرار دادن درجهٔ همگرایی متغیرها، توجه نماییم (ساتیا و دیگران، ۱۹۹۷).

مطالب موجود در این مقاله به صورت زیر تقسیم‌بندی شده‌اند: در قسمت دوم، مباحثی نظری و تجربیاتی عملی به صورت خلاصه بیان می‌شوند. در قسمت سوم، تصریح مدل و مطالب مورد توجه در زمینهٔ اقتصادسنجی بیان می‌شود. در قسمت چهارم، جمعبندی، ونتیجه گیریها در مورد اقتصاد ایران انجام می‌شود.

۲. تورم و رشد: مباحث نظری و چند تجربه عملی

در آثار و نوشته‌های اقتصادی، دو نوع اثر همسو یا متعارض بین تورم یا رشد را ممکن دانسته‌اند. مباحث ساختاری که بیان‌کنندهٔ اثر تشویقی از سوی تورم به رشد حقیقی هستند (تورم باعث تسریع رشد حقیقی می‌شود) توسط اقتصاددانانی نظیر فیلکس (۱۹۶۱)، سیرز (۱۹۶۲)، بایر (۱۹۶۷) جورجسکیو -روگن (۱۹۷۰)، و تیلور (۱۹۷۹-۱۹۸۳) مطرح شده‌اند. این مقوله از دو مکتب

فکری نتیجه شده است. اول، در شرایط کینزی که تعدیل در دستمزدهای حقیقی به کندی صورت می‌گیرد، تورم از طریق توزیع مجدد درآمدها از کارگران (با میل به پس‌انداز کم) به سوی کارفرمایان (با میل به پس‌انداز بالاتر، و در نتیجه، میل به سرمایه‌گذاری بالاتر) و همچنین از طریق افزایش نرخ اسمی بازدهی سرمایه‌گذاری، می‌تواند مشوق رشد حقیقی باشد. دوم، در اقتصادهایی که قیمتها انعطاف‌پذیرند، می‌توان از نظریه مقداری پول نتیجه گرفت که تورم با توزیع مجدد ثروت و انتقال منابع از دارندگان وجه نقد و پول به مؤسسه‌ها و مقامات پولی، مشوق رشد است. زیرا گروه اخیر، با استفاده از درآمدهای حاصل از مالیات تورمی، به سرمایه‌گذاری در برنامه‌ها و طرحهایی می‌پردازند که مشوق رشد اقتصادی است (ساتیا و دیگران، ۱۹۹۷).

نظریهٔ جایگزین که تورم را باعث کند شدن رشد حقیقی اقتصادی می‌داند، از سوی اقتصادشناسانی نظیر کمپِس (۱۹۶۱)، بایر (۱۹۶۷)، ماندل (۱۹۷۱)، لوگ و ویلت (۱۹۷۶)، بگواتی (۱۹۷۸) و فلدشتاین (۱۹۸۲) بیان شده است. در این مورد نیز استدلالهای متعددی برای حمایت از این نظریه شکل گرفته است.

اول، تورمهای بالا و متغیر، موجب افزایش هزینه و خطر برای سرمایه‌گذاریهای تولیدی می‌شوند. دوم، تورم بالا، موجب تخصیص نامناسب منابع سرمایه‌گذاری به نفع فعالیتهای کمتر تولیدی (مانند مستغلات) می‌شود که خود موجب افزایش تورم می‌شود. سوم، تورم بالا، موجب افزایش فشار مردم بر دولت به منظور کنترل قیمت کالاهای ضروری می‌شود که خود باعث تخصیص نامناسب و ناکارامد منابع می‌شود. در آخر، تورم بالا در اقتصادهای باز با نرخ ارز مدیریت شده، موجب عدم تعادل در تراز بازرگانی و شکل گرفتن جریان خروج سرمایه به دلیل کاهش ارزش پول داخلی می‌شود. و نیز در صورتی که دولت اقدام به کنترلهای شدیدتر نرخ ارز کند، این کار، خود موجب کاهش تولید و رشد می‌شود. کارهای تجربی که در زمینهٔ نظریهٔ تورم اختلالی انجام شده، مربوط است به کارهای کورمندی و مگوایر (۱۹۸۵)، گریر و تولاک (۱۹۸۹)، آلکساندر (۱۹۹۰)، گریمز (۱۹۹۱) (ساتیا و دیگران، ۱۹۹۷).

پژوهشگران دیگر، در جهت گسترش این نظریه که رشد اقتصادی ممکن است به دلیل توسعه بخشهای خاصی از اقتصاد، موجب افزایش سطح عمومی قیمتها شود، استدلال کرده‌اند. می‌توان

گفت که رشد سریع اقتصادی در صورتی که همراه با کمبود عرضه در بخشهایی باشد، می‌تواند باعث افزایش قیمت کالاها و خدمات عرضه شده در آن بخشها شود. در چنین وضعیتی، آن طور که دورنس (۱۹۶۴) و لویس (۱۹۶۴) اظهار کرده‌اند، افزایش سطح عمومی قیمتها، ممکن است جزء تفکیک‌ناپذیر و شرط لازم رشد اقتصادی باشند. این نظریات در مطالعات هاربرگر (۱۹۶۳) و وُگل (۱۹۷۴) آزمون شده است (ساتیا و دیگران، ۱۹۹۷).

از مطالب فوق این گونه برمی‌آید که رابطهٔ بین تورم و رشد حقیقی اقتصادی ممکن است دوسویه باشد. یک امکان جایگزین دیگر نیز این است که هیچ رابطهٔ علّی بین تورم و رشد اقتصادی وجود نداشته باشد. فریدمن و شوارتز (۱۹۶۳) در یک گزارش اقتصادی برای ایالات متحده آمریکا، اعلام کرده‌اند که این کشور هم در وضعیت تورمی و هم در شرایط پایین بودن سطح عمومی قیمتها، دارای اقتصادی با نرخهای بالا و پایین بوده است. یک مکتب مهم فکری بر پا شده براساس نظریه نرخ طبیعی توسط فلپس (۱۹۶۷) و فریدمن (۱۹۶۸) قایل بر این است که هیچ نوع رابطه متقابل بیکاری -تورم (و به همین دلیل تولید -تورم)، حتی در کوتاه مدت وجود ندارد. لوکاس (۱۹۷۳) در پژوهشهای کاملی، این نظریه را به کمک آمارهای مربوط به ۱۸ کشور (۱۵ کشور توسعه یافته و ۳ کشور در حال توسعه) در دورهٔ ۱۹۵۱-۱۹۶۷ تأیید می‌کند. پژوهشهای اخیر، مانند پژوهشهای تیلور (۱۹۸۰)، آلبرو (۱۹۸۱)، پارکین و دیگران (۱۹۸۱) و رام (۱۹۸۴) که از همان مدل لوکاس استفاده کرده‌اند نیز با توجه به آمار جدیدتر، همین نظریه را تأیید می‌کنند. البته این نظریه برای کشورهای در حال توسعه در تحقیقات پژوهشهای اُددوکان (۱۹۹۱) تأیید نشده است (ساتیا و دیگران، ۱۹۹۷).

در مباحث مربوط به سیاستهای پولی نیز مطالبی در زمینهٔ رابطه متقابل تورم -رشد بیان شده است. کینز (۱۹۳۵) و پیروانش بیان کرده‌اند از آنجا که دستمزدهای اسمی ثبات بیشتری نسبت به قیمتها از خود نشان می‌دهند، افزایش در عرضهٔ پول می‌تواند موجب افزایش قیمتها، سود، و درنتیجه، تولید شود. تیلور (۱۹۸۰) نشان داده است که با تطبیق یافتن دستمزدها با قیمتها در طول زمان، فعالیتهای اقتصادی به سطح مقادیر تعادلی خود برمی‌گردند. بدین روی، رشد نقدینگی ممکن است نسبت به رشد اقتصادی، در بلندمدت خنثی و بی‌تأثیر باشد. افراد دیگری نیز از

تعادلهای پولی در تابع عرضه کل استفاده کرده و از پول به عنوان یک نهادگسترش دهندهٔ ظرفیتها یادکرده‌اند و نوعی وظیفهٔ تولید اجتماعی برای پول قایل هستند (اشتین، ۱۹۷۰؛برونر و ملتزر، ۱۹۷۱؛ پرلمن، ۱۹۷۱؛ سابرامانیام و کوزیمانو، ۱۹۷۹؛ گوپتا، ۱۹۸۵). باز هم یک امکان دیگر وجود دارد که رشد عرضهٔ پول ممکن است ازطریق تورم بتواند رشد اقتصادی را کند نماید (ساتیا و دیگران، ۱۹۹۷).

به طور خلاصه می توان گفت که نظریه اقتصادی، تاکنون راهنماییهای بسیار اندکی در زمینهٔ این رابطهٔ متقابل، داشته است. بدین روی، یک مدل انعطاف پذیر گرنجر می تواند برای بررسی این رابطهٔ علّی و انتخاب سیاستهای اقتصادی مفید باشد. در قسمت بعدی، به تصریح این مدل می پردازیم.

۳. تصریح مدل و تخمین آن

در چارچوب الگوی علّی گرنجر، مدل موردنظر به صورت زیر تصریح شده است:

$$Y_t = a + \sum b_i Y_{t-i} + \sum C_i P_{t-i} + u_t \qquad (۱)$$

$$P_t = \alpha + \sum \beta_i Y_{t-i} + \sum \gamma_i P_{t-i} + \sum \eta_i M_{t-i} + V_t \qquad (۲)$$

که در آن، Y_t تغییرات درصدی سالانه در محصول ناخالص داخلی حقیقی، P تغییرات درصدی سالانه در شاخص بهای مصرف‌کننده، M نرخ رشد عرضهٔ پول و u_t و V_t نیز اجزای اخلال کلاسیکی[1] می‌باشند.

ذکر دو نکته در زمینهٔ تصریح مدل لازم به نظر می‌رسد. اول اینکه متغیر عرضهٔ پول فقط در معادلهٔ تورم وارد شده و نه در معادله رشد تولید، زیرا روش به کارگرفته شده، روش تابع تولید کل نیست تا عرضهٔ پول در آن نقش یک داده وگسترش دهندهٔ ظرفیت تولید را بازی کند. اما از سوی دیگر، می توان اثر عرضهٔ پول بر رشد تولید را ازطریق اثر تورمی آن بررسی و آزمون نمود. دوم

1. White Noise

اینکه با وجود مطالب زیادی که در آثار اقتصادی در مورد رشد انتظاری و غیرانتظاری عرضه پول بیان شده است، در مدل مطرح شده، چنین موضعی به دلیل توجه به کلیت اقتصاد مدنظر قرار نگرفته است (ساتیا و دیگران، ۱۹۹۷).

کارکرد مدل بدین گونه است که برای مثال، اگر $\forall_i\ C_i = 0$ و $\beta_i = 0$ باشد، هیچ نوع رابطهٔ علّی گرنجری بین تورم و رشد وجود ندارد. و نیز اگر $\forall_i\ C_i \neq 0$ و $\beta_i = 0$ باشد، علّیت، یک سویه از سمت تورم به رشد وجود دارد. اگر $\forall_i\ C_i = 0$ و $\beta_i \neq 0$ باشد، علّیت یک سویه و از سمت رشد به تورم وجود دارد و اگر $\forall_i\ C_i \neq 0$ و $\beta_i \neq 0$ باشد، علّیت دوسویه خواهد بود. این شکلهای مختلف رابطهٔ علّی بین رشد و تورم ازطریق آمارهٔ F قابل آزمون خواهد بود. مدل ابتدا با استفاده از روش OLS برآورد می‌شود و در مواردی که رابطهٔ علّی دوسویه معنادار باشد، مدل مجدداً به‌طریق 2SLS برآورد می‌شود.

برآوردهای معادله‌های (۱) و (۲) باید با توجه به ایستایی متغیرها انجام شود، زیرا بسیاری از سریهای زمانی کلان اقتصادی، دارای ریشهٔ واحد هستند. در این موارد، از تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها استفاده می‌شود.

از آنجا که آزمون گرنجر نسبت به طول وقفه‌ها بسیار حساس است، باید با روشی مناسب وقفه‌های مناسب را یافت. بدین منظور، از معیار FPE (خطای پیشگویی نهایی) استفاده می‌کنیم. این آماره تورش ناشی از کوتاه‌گرفتن وقفه‌ها یا افزایش واریانس ناشی از بلندگرفتن وقفه‌ها را تعدیل می‌کند. معیار FPE برای معادلهٔ اول، عبارت است از $FPE\ (r, S) = [\frac{T + r + (S + 1) + 1}{T - r - (S + 1) - 1}] \frac{RSS_1}{T}$ که در آن، T حجم نمونه و RSS_1 مجموع مجذورات باقیمانده‌ها برای معادلهٔ اول است. طول وقفه‌های r و S باید به گونه‌ای انتخاب شوند که FPE به حداقل خود برسد.

در واقع، r می‌تواند بین ۱ و حداکثر طول وقفه مثلاً k تغییر کند و S نیز بین صفر و k، بدین روی، ما باید تعداد $k(k+1)$ عدد FPE را حساب کنیم و ترکیبی از r و S را انتخاب کنیم که FPE را حداقل کند. به همین ترتیب، معیار FPE برای معادلهٔ دوم، به صورت زیر است:

$$FPE\ (m, n, h) = [\frac{T + (m + 1) + n + (h + 1) + 1}{T - (m + 1) - n - (h + 1) - 1}] \frac{RSS_2}{T}$$

که در آن، RSS_2 مجموع مجذورات باقیمانده‌ها برای معادلهٔ دوم است.

در این حالت نیز ترکیب مناسب طول وقفه‌ها باید از بین $k(k+1)^2$ حالت ممکن برای FPE انتخاب شوند. انتخاب حداکثر طول وقفه تحت تأثیر مستقیم طول و طبیعت سریهای زمانی و همچنین تعداد متغیرهایی که در رگرسیون وارد شده‌اند، قرار دارد. عملاً برای سریهای زمانی سالانه مقدار k برابر ۳ انتخاب شده است (ساتیا و دیگران، ۱۹۹۷).

برآورد مدل

در این بخش، از داده‌های سالانهٔ کلان اقتصاد ایران طی دورهٔ ۱۳۳۸-۱۳۷۵ و برای متغیرهای محصول ناخالص داخلی، شاخص قیمتهای مصرف‌کننده و عرضهٔ پول (مسکوک، اسکناس، سپرده‌های دیداری، سپرده‌های پس‌انداز مدت‌دار) استفاده شده است که در جدولهای ۱ و ۲ ارائه شده‌اند. CGDP نشاندهندهٔ محصول ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹ بوده، CPI معرف شاخص قیمتهای مصرف‌کننده بوده و M2 عرضهٔ پول را نشان می‌دهد.

گفتنی است که در برآورد مدل از داده‌های فرم لگاریتمی رشد این متغیرها استفاده شده است که با علامتهای LCYG (لگاریتم رشد محصول ناخالص داخلی)، LPG (لگاریتم رشد شاخص قیمتهای مصرف‌کننده) و LM2G (لگاریتم رشد عرضهٔ پول) نشان داده شده‌اند.

همان طور که پیشتر گفتیم، پیش از برآورد مدل، برای جلوگیری از بی‌معنا شدن رگرسیونها، باید در مورد ایستایی یا ناایستایی داده‌ها اطمینان حاصل کرد.

با توجه به نمودارهای ۲، ۳ و ۴، که روند حرکت رشد متغیرها را طی زمان نشان می‌دهند، هیچ نوع مسیر مشخص حرکت زمانی[1] در فرم لگاریتمی رشد متغیرها (که با توجه به تصریح مدل در برآورد، از آنها استفاده می‌شود) به نظر نمی‌رسد. به رغم این موضوع، برای حصول اطمینان در این زمینه، از آزمون ریشهٔ واحد استفاده شده است که نتایج آن در جدول ۳ آمده است.

1. Trend

جدول ۱

CGDP: محصول ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹ به میلیارد ریال.
CPI: شاخص بهای مصرف‌کننده، ثابت سال ۱۳۶۹.
M2: عرضهٔ پول (مسکوک، اسکناس، سپرده‌های دیداری، سپرده‌های پس‌انداز مدت‌دار) به میلیارد ریال.
مأخذ: سازمان برنامه و بودجه.

جدول ۲

LCYG:لگاریتم رشد محصول ناخالص داخلی.
LPG:لگاریتم رشد شاخص بهای مصرف‌کننده.
LM2G:لگاریتم رشد عرضهٔ پول.

از طریق ستون اول (Lag) و چهارم (AIC) جدول مذکور می‌توان وقفهٔ مناسب را با توجه به کمترین مقدار AIC (همان معیار FPE) برای هر متغیر پیدا کرد. این وقفهٔ مناسب برای رشد محصول ناخالص داخلی، تعداد صفر وقفه، برای رشد شاخص قیمتهای مصرف‌کننده ۱ وقفه و برای رشد عرضهٔ پول صفر وقفه بوده است. با توجه به این موضوع، فرضیهٔ صفر مبنی بر وجود ریشهٔ واحد در متغیرها به آزمون گذاشته می‌شود. با توجه به آمارهٔ افزودهٔ دیکی - فولر (ADF) و مقایسهٔ آن با مقادیر بحرانی برای هر متغیر، نتیجه می‌شود که برای متغیر رشد محصول ناخالص داخلی (LCYG) در سطح اعتماد ۵ درصد، فرضیهٔ صفر پذیرفته نشده و وجود ریشهٔ واحد در آن پذیرفته نمی‌شود (LCYG ایستاست)، برای متغیر رشد شاخص قیمتهای مصرف‌کننده در سطح اعتماد ۱ درصد، فرضیه صفر پذیرفته نشده، بدین روی، فرضیه مقابل مبنی بر ایستا بودن این متغیر رد نمی‌شود و برای متغیر رشد عرضهٔ پول نیز، در سطح اعتماد ۱۰ درصد، فرضیهٔ صفر پذیرفته نشده، بنابراین، فرضیهٔ مقابل مبنی بر ایستا بودن این متغیر رد نمی‌شود.

نتایج آزمون علّی گرنجر، که در جدول ۴ آمده است، حاکی از وجود یک رابطهٔ یک سویه از سمت تورم به طرف رشد اقتصادی است (با سطح اعتماد ۸۸ درصد)، یعنی $LPG \rightarrow LCYG$، و امکان وجود رابطهٔ علّی از سوی رشد اقتصادی به سوی تورم را با سطح اعتماد ۲۸ درصد رد می‌کند، یعنی $LCYG \longrightarrow LPG$.

همان طور که در جدول ۴ می‌بینید، فرضیهٔ صفر مبنی بر نبود رابطهٔ علّی از تورم به سوی رشد، با محاسبهٔ آمارهٔ F و با توجه به سطح احتمال ذکر شده در کنار آن، پذیرفته نشده و فرضیه مقابل آن مبنی بر وجود رابطهٔ علّی مذکور با احتمال صحت ۸۸ درصد پذیرفته می‌شود. از سوی دیگر، فرضیهٔ صفر مبنی بر نبود رابطهٔ علّی از رشد به سوی تورم، با توجه به آمارهٔ F مربوط به آن و نیز سطح احتمال ذکر شده در کنار آن، با احتمال صحت ۲۸ درصد پذیرفته شده و فرضیهٔ مقابل آن رد می‌شود.

با استفاده از نتایج فوق، اولاً نیازی به برآورد مدل به صورت همزمان (سیستمی) نبوده و می‌توان گفت که برآوردهای OLS مدل، دچار تورش و ناسازگاری به دلیل همزمان برآورد نکردن معادله‌های مدل نیستند. ثانیاً با توجه به معنادار نبودن رابطهٔ علّی از سوی رشد به تورم، نیازی به برآورد معادلهٔ دوم مدل نیست، زیرا برآورد این معادله نمی‌تواند توصیه‌های سیاستی را به همراه داشته باشد.

نمودار ۱. روند حرکت متغیرهای محصول ناخالص داخلی، شاخص بهای مصرف‌کننده و عرضهٔ پول طی زمان

نمودار ۲. روند تغییرات رشد محصول ناخالص داخلی

نمودار ۳. روند تغییر رشد شاخص قیمتهای مصرف‌کننده

نمودار ۴. روند تغییر رشد عرضهٔ پول

جدول ۳. نتایج آزمون ریشهٔ واحد

Times Series	Lag	ADF Test Statistic	Critical Value	AIC
LCYG	0	-3.16	(-4.623%1) -2.945(%5) -2.611(%10)	-5.38
	1	-2.57	-3.629(%1) -2.947(%5) -2.612(%10)	-5.30
	2	-2.64	-3.635(%1) -2.950(%5) -2.613(%10)	-5.23
	3	-2.69	-3.642(%1) -2.953(%5) -2.615(%10)	-5.16
LPG	0	-4.47	-4.232(%1) -3.539(%5) -3.409(%10)	-5.72
	1	-4.78	-4.241(%1) -3.543(%5) -3.417(%10)	-5.76
	2	-3.35	-4.251(%1) -3.547(%5) -3.425(%10)	-5.68
	3	-3.54	-4.261(%1) -3.551(%5) -3.435(%10)	-5.66
LM2G	0	-2.83	-3.623(%1) -2.945(%5) -2.611(%10)	-5.46
	1	-2.49	-3.629(%1) -2.947(%5) -2.612(%10)	-5.44
	2	-1.50	-3.635(%1) -2.950(%5) -2.613(%10)	-5.44
	3	-1.75	-3.642(%1) -2.953(%5) -2.615(%10)	-5.41

با توجه به‌نمودارهای ۲، ۳ و ۴ در محاسبهٔ آمارهٔ ADF برای سه متغیر، علاوه بر در نظرگرفتن جزء ثابت (عرض از مبدأ) فقط برای متغیر LPG متغیر روند نیز در نظرگرفته شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون علّی گرنجر

جدول ۵. نتایج برآورد معادلهٔ اول

نمودار ۵. باقیمانده‌های برآورد معادلهٔ اول

نتایج برآورد معادلهٔ (۱) به روش OLS ، با توجه به جدول ۵ به صورت زیر است:

$$LCYG_t = ۰/۰۵۲ - ۰/۱۹۵\,LPG_t + ۰/۴۵۶\,LCYG_{t-۱}$$

S.E. (۰/۰۲۲) (۰/۱۲۰) (۰/۱۵۱)

T (۲/۳۳۲) (-۱/۶۲۹) (۳/۰۲۸)

$R^۲ = ۰/۳۵۵$ $F = ۹/۰۷۴$ $h = ۰/۴۶۸$

بر این اساس، ضریب برآورد شدهٔ متغیر LPG بیان می‌کند که با یک درصد افزایش تورم رشد اقتصادی به میزان ۰/۱۹۵ درصد کاهش می‌یابد که تأییدی است بر صحت نظریهٔ اخلالی تورم مبنی بر مانع بودن تورم برای رشد اقتصادی (کمپس، ۱۹۶۱؛ بایر، ۱۹۶۷؛ ماندل، ۱۹۷۱؛ لوگ و ویلت، ۱۹۷۶؛ بگواتی، ۱۹۷۸؛ فلدشتین، ۱۹۸۲) در اقتصاد ایران.

نمودار باقیمانده‌های برآورد معادلهٔ اول نیز حاکی از هم سو بودن جهت تغییرات واقعی و برآورد شدهٔ متغیر وابسته (لگاریتم رشد محصول ناخالص داخلی LCYG) است که قابلیت پیش‌بینی و اتخاذ سیاستهای اقتصادی برای درمان مشکلات اقتصادی نظیر رکود را به معادلهٔ مذکور می‌دهد.

به طور کلی، نتایجی راکه این پژوهش به دست می‌دهد، می‌توان به صورت زیر خلاصه نمود:

۱. براساس آزمون علّیت گرنجر، فقط رابطهٔ علّی یکسویه از تورم به رشد مورد تأیید قرار می‌گیرد. بدین معناکه یکی از عوامل مؤثر در رشد اقتصادی، تورم می‌باشد و تغییرات در تورم، باعث ایجاد تغییراتی در رشد اقتصادی می‌شود.

۲. نتایج تجربی به دست آمده نشاندهندهٔ نوع رابطهٔ علّی میان تورم و رشد می‌باشد، به این ترتیب که افزایش در تورم (به میزان یک درصد) موجب کاهش رشد اقتصادی (به میزان ۰/۱۹۵ درصد) می‌شود.

۳. با توجه به نتایج مذکور، توصیهٔ سیاستی به منظور رفع مشکل رکود در اقتصاد ایران، عبارت از این است که "برای ایجاد رشد و رونق اقتصادی در ایران، لزوماً باید تورم کاهش یابد و دست کم ثابت نگه داشته شود." زیرا افزایش تورم و کاهش ارزش پول ازطریق افزایش هزینه و خطر برای سرمایه گذاری تولیدی، تخصیص نامناسب منابع سرمایه گذاری به نفع فعالیتهای کمتر تولیدی،

افزایش فشار بر دولت در جهت کنترل قیمت کالاهای ضروری، و در نتیجه، تخصیص ناکارآمد منابع و عدم تعادلهای بازرگانی و شکل‌گرفتن جریان خروج سرمایه، باعث کند شدن آهنگ رشد اقتصادی یا حتی باعث توقف آن می‌شود.

منابع

الف) فارسی

رائو و میلر. (۱۳۷۰). *اقتصادسنجی کاربردی*. ترجمه حمید ابریشمی، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی وابسته به بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

گجراتی، دامودار. (۱۳۷۱). *مبانی اقتصادسنجی*. ترجمه حمید ابریشمی، مؤسسه انتشارات و چاپ دانشگاه تهران.

ولدخانی، عباس. (۱۳۷۶). عوامل تعیین‌کنندهٔ صادرات غیرنفتی در ایران با استفاده از روشهای همگرایی انگل -گرنجر و یوهانسن (۱۳۳۸-۱۳۷۴). *مجله برنامه و بودجه*. شمارهٔ ۲۲ و ۲۳.

ب) انگلیسی

Akaike, H. (1969). Fitting autoregressions for prediction, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics,* 21, 243-47.

Akaike, H. (1970). Statistical predictor identification, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics,* 22, 203-17.

Alberro, J. (1981). The Lucas Hypothesis on the Phillips curve: further international evidence, *Journal of Monetary Economics,* 7, 239-50.

Alexander, W.R.J. (1990). Growth: some combined cross-sectional and time series evidence from, OECD countries, *Applied Economics,* 22, 1197-204.

Bear, W. (1967). The inflation controversy in Latin America: a survey, *Latin America Research Review,* 2, Feb, 3-25.

Bhagwati, J.N. (1978). *Foreign Trade Regimes and Economic Development: Anatomy and Consequences of Exchange Control Regimes.* National Bureau of Economic Research, New York.

Blanchard, O.L. (1990). Why does money affect output? a survey, in *Handbook of Monetary Economics (eds)* B. M. Friedman and F. H. Hahn Volume 2, Elservier

Science Publishers B.V., Amsterdam.

Brunner, K. and A. Meltzer (1971). The use of money: the money in a theory of an exchange economy, *American Economic Review,* 61, 784-805.

Campos, R. de O. (1961). Two views on inflation in Latin America, in *Latin American Issues (ed),* Albert O. Hirschman Twentieth Century Fund, New York.

Dickey, D. A. and Fuller, W. F. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association,* 74, 427-31.

Dickey, D. A. and Fuller, W. F. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica,* 49, 1057-72.

Dorrance, G. S. (1964). The effect of inflation on economic development , in *Inflation and Growth in Latin America* (eds) W. Baer and Isaac, Kerstenetzky, The Economic Growth Centre, Yale University, pp. 37-88.

Feldstein, M. (1982). Inflation, tax rules and investment: some econometric evidence, *Econometrica,* 50, 825-62.

Felix, D. (1961). An alternative view of the "Monetarist" - "Structuralist" controversy, in *Latin American Issues,* (ed.) Albert O. Hirschman, Twentieth Century Fund, New York, pp. 81-92.

Friedman, M. (1968). The role of monetary policy, *American Economic Review,* 58, 1-17.

Friedman, M. and Schwarz, A. (1963). *A Monetary History of the United States, 1867-1960,* National Bureau of Economic Research, Princeton: Princeton University Press.

Fuller, W. F. (1976). *Introduction to Statistical Time Series,* John Wiley and Sons, New York.

Georgescu-Roegen, N. (1970). Structural inflation-lock and balanced growth, *Economies*

et Societes, 4 (3) March, 557-605.

Gojarati, Damodar.(1988). *Basic Econometrics.* City University of New York. Chapter21.

Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods, *Econometrica,* 37, 424-38.

Granger, C. W. J. (1980). Testing for causality, *Journal of Economic Dynamics and Control,* 2, 329-52.

Grier, K. B. and Tullock, G. (1989). An empirical analysis of cross-national economic growth, 1951-80, *Journal of Monetary Economics,* 24, 259-76.

Grimes, A. (1991). The effects of inflation on growth: some international evidence, *Weltwirtschaftliches Archiv,* 127(4), 632-44.

Gupta, K. L. (1985). Money and the bias of technical progress, *Applied Economics,* 17, 87-93.

Harberger, A. C. (1963). The dynamics of inflation in Chile in *Measurement in Economics: Studies in Mathematical Economics and Econometrics in Memory of Yehuda Grunfeld,* ed. Carl Christ, Stanford University Press, Stanford, pp. 219-50.

Hsiao, C. (1979). Causality tests in econometrics, *Journal of Economic Dynamics and Control,* 1, 321-46.

Hsiao, C. (1979a). Autoregressive modelling of Canadian money and income data, *Journal of American Statistical Association,* 74, 553-60.

Jung, W. and Marshall. P. (1986). Inflation and economic growth: some international evidence on structuralist and distortionist positions, *Journal of Money, Credit and Banking,* 18(2).

Keynes, J. M. (1935). *The General Theory of Employment, Interest and Money,* The Macmillan Press Ltd., London.

Kormendi, R.C. and Meguire, P. G. (1985). Macroeconomic determinants of growth: cross-country evidence, *Journal of Monetary Economics,* 16, 141-64.

Laidler, D. (1990). *Taking Money Seriously and Other Essays,* Philip Allan, New York.

Logue, D. E., and Willett, T. D. (1976). A note on the relation between the rate and variability of inflation, *Economica,* 43, 151-58.

Lucas, R. E., Jr. (1973). Some International evidence on output-inflation trade offs, *American Economic Review,* 63, 326-34.

Lewis, A. (1964). Closing Remarks, in *Inflation and Growth in Latin America* (eds) W. Baer and Isaac Kerstenetzky, The Economic Growth Centre, Yale University, pp. 21-36.

McCallum, B. T. (1977). Price level stickiness and the feasibility of monetary stabilization policy with rational expectations, *Journal of Political Economy,* 85 (3), 627-34.

Mundell, R.A. (1971). *Monetary Theory,* Pacific Palisades, Calif: Goodyear.

Odedokun, M. O. (1991). Evidence on inflation-output trade-off in developing and industrialized countries, *Applied Economics,* 23, 731-42.

Parkin, M., Bentley, B. and Fader C. (1981). Some international evidence on output-inflation trade-offs, *American Economic Review,* 63, 326-44.

Perlman, M. (1971). The role of money in an economy and the optimum quantity of money, *Economica,* 38, 233-52.

Phelps, E. S. (1967). Phillips curve, expectations of inflation and optimal unemployment over time, *Economica,* 34, 254-81.

Phillips, P. C. B. and Perron P. (1988). Testing for a unit root in time series regression, *Biometrica,* 75, 335-46.

Ram, R. (1984). Further international evidence on inflation-output trade-off, *Canadian Journal of Economics,* 17, 523-40.

Satya, Paul; Colm Kearney and Kabir Chowdhury. (1997). Inflation and Economic Growth: A Multi-Country Empirical Analysis. *Applied Economics.* 1997. 29. 1387-1401.

Seers, D. (1962). A theory of inflation and growth in under-developed economics based on the experience of Latin America, *Oxford Economic Papers,* 14, 173-95.

Stein, J. L. (1970). Monetary growth theory in perspective, *American Economic Review,* 60, 85-106.

Subrahmanyam, G. and Cosimino, T. (1979). Money and biased technical progress, *Journal of Monetary Economics,* 5, 497-504.

Taylor, J. B. (1980). Output and price stability: and international comparison, *Journal of Economic Dynamics and Control,* 2, 109-32.

Taylor, L. (1979). *Macro Models for Developing Countries,* McGraw-Hill, New York.

Taylor, L. (1983). *Structuralist Macroeconomics: Applicable Models for the Third World,* Basic, New York.

Vogel, R. C. (1974). The dynamics of inflation in Latin America, 1950-1969, *American Economic Review,* 64, 102-14.

i= ۰	i= ۱	m	n	n	i= ۰	i= ۱	s	r
i= ۰	i= ۱	m	n	n	i= ۰	i= ۱	s	r
i= ۰	i= ۱	m	n	n	i= ۰	i= ۱	s	r
i= ۰	i= ۱	m	h	h	i= ۰	i= ۱	s	r
i= ۰	i= ۱	m	h	h	i= ۰	i= ۱	s	r