مجله تحقیقات اقتصادی / شماره ۵۳ / پائیز و زمستان ۷۷ / صفحات ۱۰۲-۸۷

آیا قیمت سهام در بازار بورس تهران قابل پیش‌بینی است؟
(نگرشی جدید به رفتار قیمت سهام و قابلیت پیش‌بینی در بازار بورس تهران)

علی خاکی صدیق *

کارو لوکس **

حمید خالوزاده ***

چکیده:

با استفاده از تحلیلهای غیر خطی ریاضی بر روی قیمت سهام یکی از شرکتها در بازار بورس تهران، ماهیت فرآیند مربوط به سری زمانی قیمت آن شرکت، مشخص می‌گردد. شرکت انتخاب شده در این تحقیق شهد-ایران است، لیکن روش های بکار رفته برای هر شرکت دیگری نیز قابل اعمال است. در این مقاله نشان داده شده‌است که رفتار فرآیند مربوط به سری زمانی قیمت شهد-ایران رفتار آشوبگونه ضعیف [1] است، تمایز این گونه رفتار با رفتار تصادفی، پیش‌بینی رفتار این سهام را ممکن می‌سازد. همچنین با انجام تحلیل مربوط به تخمین بعد همبستگی [2] دریافته‌ایم که در مدلسازی رفتار قیمت سهام شهد-ایران، تنها قیمتهای ثبت شده قبلی برای تجدید دینامیک و ساختار فرآیند مولد قیمت این سهام کافی نیست و می‌بایست متغیرهای دیگری را نیز دخیل نمود. تحلیل بزرگترین نمای

***. دانشیار گروه کنترل دانشکده برق، دانشگاه صنعتی خواجه نصیرالدین طوسی.

**.استاد گروه برق و کامپیوتر دانشگاه تهران.

***. دانشجوی دکترای کنترل و سیستم دانشگاه تربیت مدرس، اداره مطالعات و بررسیهای اقتصادی بورس تهران.

1- Weakly Chaotic

2- Correlation Dimension Estimate

لیاپونوف[1] وجود رفتار آشوبگونه ضعیف را نشان داده و نیز نشانگر عدم تأثیر اطلاعات موجود؛ پس از یک زمان معین، در فرآیند پیش‌بینی است.

کلمات کلیدی :

فرآیندهای غیرخطی و آشوبگونه، تحلیل غیر خطی سریهای زمانی ایستا[2]، قابلیت پیش‌بینی سیستمهای مالی

۱- مقدمه

با توجه به نبودن اطلاعات دقیق در مورد عوامل مؤثر بر نوسان قیمت سهم در این بازار، پیش‌بینی تغییرات آن به سادگی میسر نیست و بر این اساس فرضیه بازار کارآمد[3] مطرح می‌گردد، به این معنی که نوسانات قیمت سهام با استفاده از اطلاعات قابل دسترس عمومی غیرقابل پیش‌بینی است. این فرضیه بر عدم کارآیی مدلهای خطی همانند ARIMA[4] دلالت دارد. در واقع این فرضیه مبتنی بر نظریه گامهای تصادفی[5] است و بیان مخالف آن به معنای پیش‌بینی‌پذیری[6] قیمتهاست. البته ممکن است بتوان ارتباطی غیرخطی بین اطلاعات یافت که این ارتباط در مدلهای خطی، قابل دسترس نباشد.

ناشناخته بودن عوامل تأثیرگذار بر تغییرات قیمت سهام همواره دلیلی برای روی آوردن به پیش‌بینی تغییرات قیمت سهام شرکتهاست. پیش‌بینی قیمت یا بازده سهام به کمک کشف الگوهای رفتاری فرآیند مولد قیمت سهام امکان‌پذیر بوده و میزان موفقیت در کشف اینگونه الگوهای رفتاری، میزان کارآیی پیش‌بینی را مشخص می‌کند. در واقع فرآیند مولد قیمت سهام را می‌توان به عنوان یک الگوی پویا بررسی کرد. فرآیند مزبور ممکن است به

1- Largest Lyapunov Exponent

2- Stationary Time Series

3- Efficient Markets Hypothesis

4- Auto Regressive Integrated Moving Average

5- Random Walks

6- Predictability

صورت مدلهای خطی، مدلهای غیرخطی و یا مدلهای تصادفی بدست آید.

امروزه یکی از مهمترین موضوعات مورد علاقه اقتصاددانان و تحلیل‌گران مالی، تبیین چگونگی و روند نوسانهای قیمتهاست که راههای متفاوت و دیدگاههای گوناگونی را در این باره پدید آورده است. در این میان با توجه به در دسترس نبودن اطلاعات دقیق درباره عوامل مؤثر بر نوسانهای بازار سهام، پیش‌بینی این تغییرات به سادگی میسر نیست. از اواسط دهه ۷۰ و بویژه از سال ۱۹۸۰، کوششهای جدید و گسترده‌ای در زمینه پیش‌بینی‌پذیری قیمتهای سهام با استفاده از روشهای ریاضی جدید، سریهای زمانی طولانی و ابزارهای پیشرفته‌تر آغاز گردید. آزمونهای زیادی بر روی اطلاعات قیمت و شاخص سهام در کشورهایی مانند انگلستان، آمریکا، کانادا، آلمان و ژاپن صورت گرفت تا وجود ساختاری معین در اطلاعات قیمت سهام نشان داده شود و از این راه، فرضیه گامهای تصادفی را نقض کنند.

روشهای تحلیل غیرخطی، مانند محاسبه و تخمین بعد همبستگی ،تحلیل بزرگترین نمای لیاپونوف وتحلیل R/S[1] را می‌توان بر اطلاعات مالی اعمال کرد تا وجود ماهیت غیرخطی، آشوبگونه و یا ماهیت اتفاقی [2] فرآیند مربوطه را اثبات کرد، [۱]، [۲]،[۳]،[۴]. فرآیند مورد نظر در اینجا، قیمت سهام است و اطلاعات بصورت سری زمانی متشکل از قیمتها موجود است. روش تخمین بعد همبستگی براساس روش ارائه شده در [۵] می‌باشد و تخمینی از بعد فراکتالی[3] فرآیند مولد قیمت را محاسبه می‌کند، با استفاده از تخمین بعد همبستگی می‌توان میزان پیچیدگی مدل تخمین زن ممکنه را ارزیابی کرد [۶] .

تحلیل بزرگترین نمای لیاپونوف به روش ارائه شده در [۷] صورت گرفته‌است. این

1- Rescaled Range Analysis

2- Stochastic Process

3- Fractal Dimension

تحلیل، احتمال وجود فرآیند جاذب غیرخطی[1] را در سیستم قیمت سهام نشان می‌دهد. تحلیل نمای لیاپونوف شاخصی است که میزان اعتماد به تخمینهای آینده و اینکه تخمین تا چه آینده‌ای قابل اعتماد است را نشان می‌دهد.

فرضیه آشوب[2] روش مهمی برای فهم ماهیت فرآیندهای اقتصادی و مالی است.

بوسیله این فرضیه نشان داده شده است که سریهای زمانی مربوط به قیمت سهام در آمریکا ماهیت غیر خطی داشته ولی بصورت یک پدیده اتفاقی و قدم زدن تصادفی نیستند [۸]. با اعمال تحلیلهای غیرخطی ذکر شده در [۹]، [۱۰] و [۱۱]، بر روی سریهای زمانی مربوط به قیمت سهام درکانادا نیز نتایج مشابهی دیده‌شده‌است. روشهای تخمین بعد همبستگی و تحلیل نمای لیاپونوف معیارهایی برای جستجوی پدیده آشوب در یک فرآیند مولد سری زمانی هستند. در هر دو معیار فرض می‌شود که فرآیند تحت بررسی، شامل یک سری زمانی است که متعلق به یک جاذب غیرخطی‌است. جاذب های غیرخطی بر حسب خوش‌رفتار بودن و یا رفتار آشوبگونه داشتن مشخص می‌شوند. در یک جاذب غیرخطی خوش رفتار تغییرات کوچک در شرایط اولیه با گذشت زمان کوچک مانده و بزرگ نمی‌شود. در مقابل، یک جاذب غیرخطی با رفتار آشوبگونه به شرایط اولیه حساسیت داشته و تغییرات کوچک در شرایط اولیه با گذشت زمان بزرگ می‌شوند. به عبارت دیگر، در این تعریف نقاط نزدیک به مرور زمان از یکدیگر منفک می‌شوند [۱۲]. این پدیده را می‌توان مستقیماً با محاسبه و تخمین نمای لیاپونوف شناخت. در این روش مقدار مثبت نمای لیاپونوف نشانگر وجود رفتار آشوبگونه است. همچنین می‌توان این پدیده را بطور غیرمستقیم با تخمین بعد همبستگی بررسی کرد.

در این مقاله با استفاده از روشهای فوق و اعمال آن به سری زمانی مربوط به قیمت

1- Strange Attractor

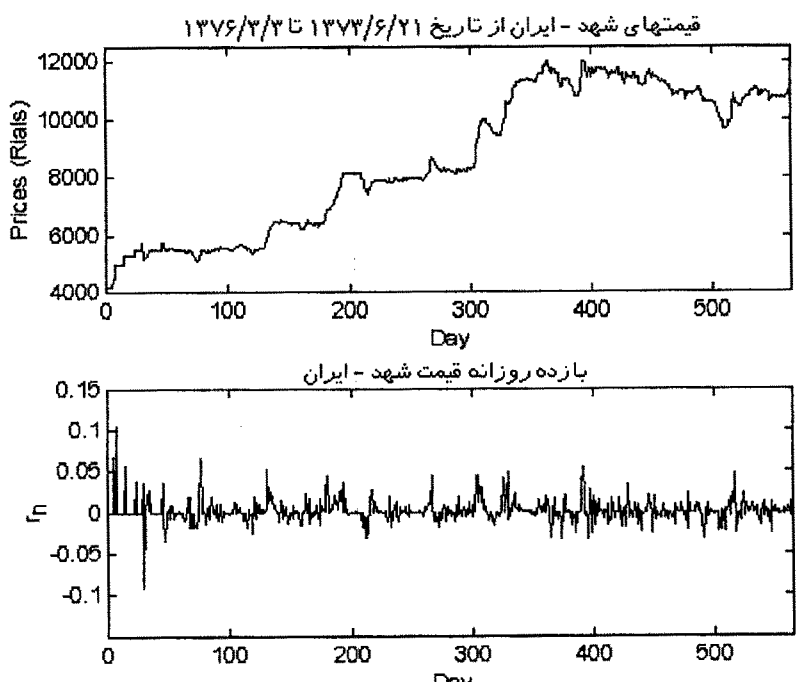
2- Chaos Theory

(بازده) سهام شهد-ایران، میزان پیچیدگی فرآیند مولد قیمت و قابلیت پیش بینی آن بررسی می شود.

سری زمانی مورد استفاده در تحلیلهای زیر به صورت بازده لگاریتمی[1] تعریف می‌شود:

$$X_t = \log (P_t/P_{t-1}) \qquad (۱)$$

P_t قیمت سهام در tامین روز کاری است، شکلهای (۱ - الف) و (۱ - ب) قیمت سهام شهد ایران و بازده لگاریتمی این سهم را نشان می‌دهد. ۵۶۴ عدد متناظر با قیمت روزانه از تاریخ ۱۳۷۳/۶/۲۱ تا ۱۳۷۶/۳/۳ مورد استفاده قرار گرفته و مبنای مقایسه ۱۳۷۳/۶/۲۱ است. هر نوع افزایش سرمایه و پرداخت سود نقدی و جایزه در محاسبات وارد شده است.

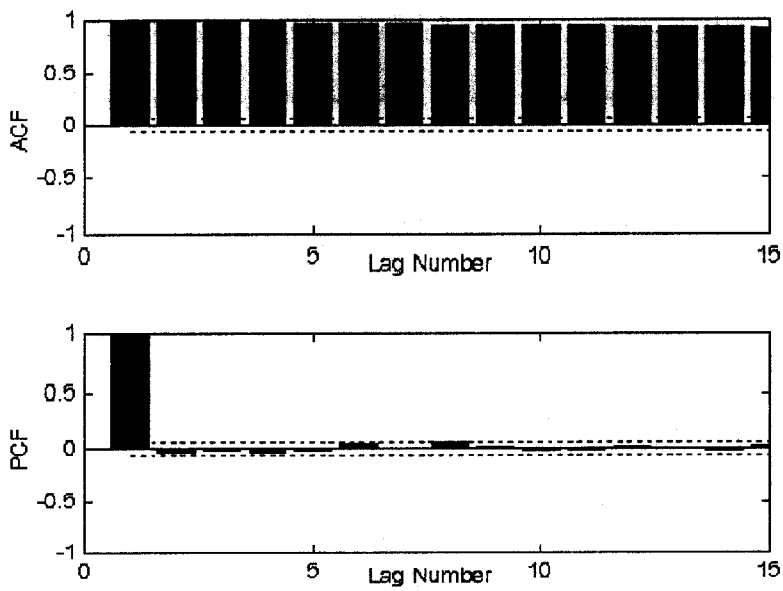


شکل (۱ - الف و ۱ - ب) قیمت سهام شهد -ایران و بازده لگاریتمی این سهم

1- Logarithmic Returns

در اعمال تحلیلهای فوق ابتدا باید سری زمانی مربوطه از نظر ایستایی بررسی گردد. چنانچه سری زمانی مورد مطالعه ایستا نباشد، می‌باید با تبدیلهای لازم، آنرا ایستا کرده، سپس تحلیل را بکار بست.

شکل (۲ - الف و ۲ - ب) بترتیب تابع خودهمبستگی[1] و تابع همبستگی جزئی[2] سری زمانی قیمت شهد-ایران را بازای ۱۵ تأخیر نشان میدهد، همچنین در جدول (۱) نتیجهٔ آزمون ریشهٔ واحد این سری برای یک تأخیر در اطلاعات قیمت سهم آمده است.



شکل (۲ - الف و ۲ - ب) تابع خودهمبستگی و تابع همبستگی جزئی سری زمانی قیمت شهد-ایران

1- Auto Correlation Function

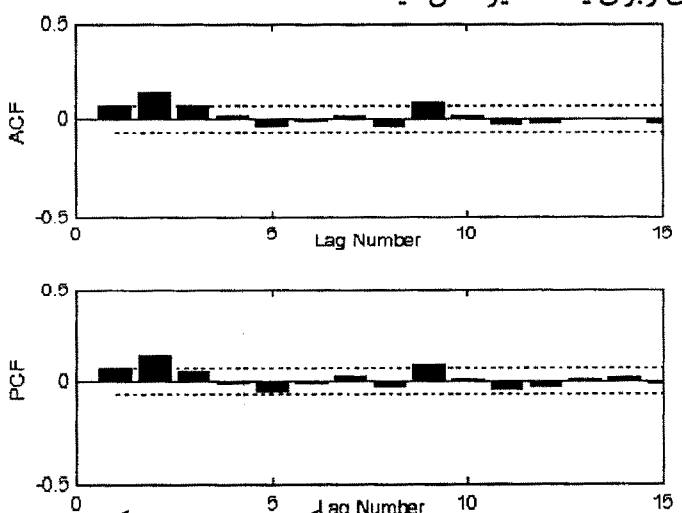
2- Partial Correlation Function

جدول (۱) آزمون ریشهٔ واحد سری زمانی قیمت شهد-ایران

آزمون ریشهٔ واحد دیکی-فولر الحاقی، اعمال شده روی سری زمانی قیمت سهام شهد-ایران	
* ۱٪ مقدار بحرانی -۲/۵۶۹۳	آمارهٔ آزمون : ADF ۱/۶۸۰۸
۵٪ مقدار بحرانی -۱/۹۴۰۰	* : مقادیر بحرانی ماکینون برای رد کردن
۱۰٪ مقدار بحرانی -۱/۶۱۵۹	فرضیهٔ وجود ریشه واحد

همانطور که از اشکال و جدول مربوطه پیداست، عدم میرایی سریع توابع همبستگی و همچنین مقدار آمارهٔ t دیکی-فولر[1]، محاسبه شده در آزمون ریشهٔ واحد این سری، نشانگر ناایستایی آن هستند.

با تعریف X_t بصورت بازده لگاریتمی،این سری تا حدی روندزدایی[2] شده و سعی در ایستایی آن می‌شود. شکل ۳ - الف و ۳ - ب به ترتیب نشان دهندهٔ تابع خودهمبستگی و تابع همبستگی جزئی سری زمانی بازده شهد-ایران است. جدول (۲) نیز نتیجهٔ آزمون ریشهٔ واحد این سری رابرای یک تأخیر نشان میدهد.



شکل (۳ - الف و ۳ - ب) تابع خودهمبستگی و تابع همبستگی جزئی سری زمانی بازده لگاریتمی شهد-ایران

1- Dickey-Fuller t-statistic

2- Detrend

جدول (۲) آزمون ریشهٔ واحد سری زمانی بازده لگاریتمی شهد -ایران

آزمون ریشهٔ واحد دیکی-فولر افزوده اعمال شده روی سری زمانی بازده لگاریتمی سهام شهد-ایران	
* ۱٪ مقدار بحرانی -۲/۵۶۹۳	آمارهٔ آزمون ADF : -۱۳/۹۳۹۱
۵٪ مقدار بحرانی -۱/۹۴۰۰	*: مقادیر بحرانی ماکینون برای رد
۱۰٪ مقدار بحرانی -۱/۶۱۵۹	کردن فرضیهٔ وجود ریشه واحد

شکل توابع همبستگی و همچنین مقدار آمارهٔ t، محاسبه شده در آزمون ریشهٔ واحد این سری، نشانگر ایستایی سری زمانی بازده است.

۲- محاسبه و تخمین بعد همبستگی[1]

بعد همبستگی معیاری برای میزان پیچیدگی یک پدیده است.نقطه دارای بعد صفر ، خط دارای بعد یک و نویز سفید و یا فرآیند تصادفی دارای بعد بینهایت است. فرآیندی آشوبگونه دارای بعدی مثبت ولی محدود است. برای محاسبه و تخمین بعد همبستگی، باید انتگرال همبستگی[2] را محاسبه کرد. انتگرال همبستگی $C_M(r)$ برای سری زمانی X_t؛ $\{X_t : t=1 ,..... N\}$ با بردارهای M بعدی، تخمینی از یک احتمال است که دو بردار از سری زمانی به طول M، فاصله‌ای کمتر از r با همدیگر داشته باشند [1],[5]. در واقع می‌توان $C_M(r)$ را به طریق زیر محاسبه نمود:

$$C_M(r) = \lim_{N\to\infty} \frac{۲}{N_M(N-۱)} \sum_{t<s} I_r(X_t^M, X_s^M) \qquad (۲)$$

1- Correlation Dimension Estimate

2- Correlation Integral

M : بعد محاط[1]

$$N_M = N - (M - 1)$$

$I_r(X, Y)$ تابع مشخصه‌ای وابسته به (X, Y) است و به شکل زیر تعریف می‌شود :

$$I_r(X, Y) = \begin{cases} 0 ; \| X - Y \| > r \\ 1 ; \| X - Y \| \le r \end{cases} \qquad (۳)$$

در واقع با اندازه‌گیری بعد همبستگی میزان ارتباط و همبستگی میان نقاط در جذب کننده غیرخطی را می‌توان اندازه گرفت. برای محاسبه $C_M(r)$ لازم است که X_t^M تعریف شود. در واقع با وجود مشاهدات قیمت به صورت سری زمانی : $\{X_t ; t=1, 2, ..., N\}$ برداری با بعد M به شکل M - حافظه[2] تشکیل می‌دهیم :

$$X_t^M = [X_t\ X_{t+1} .... X_{t+M-1}] \qquad (۴)$$

بعد همبستگی (D_M) برای بعد محاط M به شکل زیر تعریف می‌شود :

$$D_M = \lim_{\substack{r \to 0 \\ N \to \infty}} \frac{\log C_M(r, N)}{\log(r)} \qquad (۵)$$

در واقع تعداد N اسکالر تبدیل به $N-M+1$ بردار با درایه‌هایی که با یکدیگر همپوشانی دارند، می‌شود. آنالیز تخمین بعد همبستگی و تحلیل نمای لیاپونوف هر دو بر این اساس قرار دارند. در واقع با ایجاد M حافظه، سعی در تجدید حیات و بازسازی دینامیک فرآیند مواد اطلاعات n بعدی می‌شود $(2n + 1 \le M)$. به عبارت دیگر، بین M حافظه و فرآیند تولید اطلاعات اصلی یک نگاشت متناظر وجود دارد.

بعد همبستگی سیستم (D) برابر است با:

1- Embedding Dimension

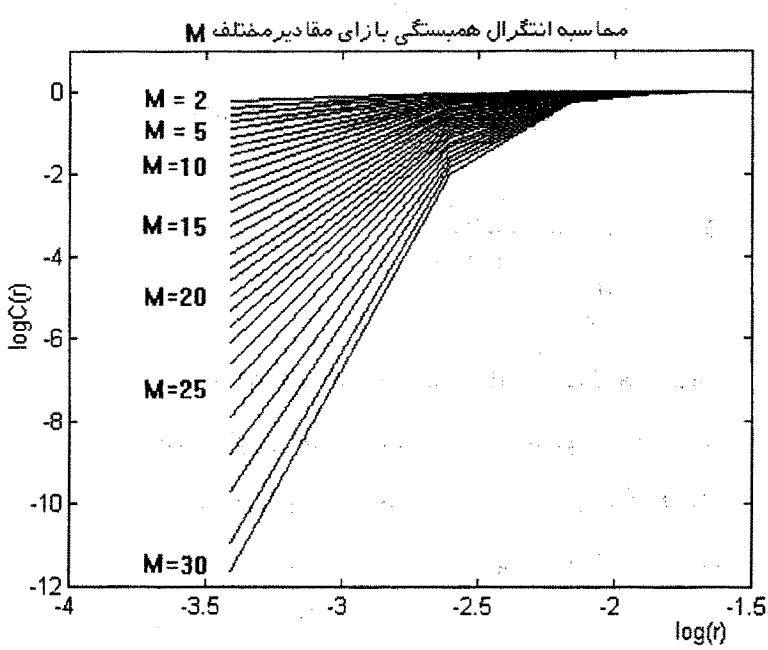
2- M-histories

$$D = \lim_{M\to\infty} D_M \qquad (۶)$$

در محاسبه $C_M(r)$، $N\to\infty$ ولی در عمل N به اندازه تعداد داده های قابل دسترسی است و این مسئله محدودیتی روی مقادیر r و M ایجادخواهدکرد. به ازای مقادیر کوچک r می‌توان نوشت :

$$C_M(r) \sim rD \qquad (۷)$$

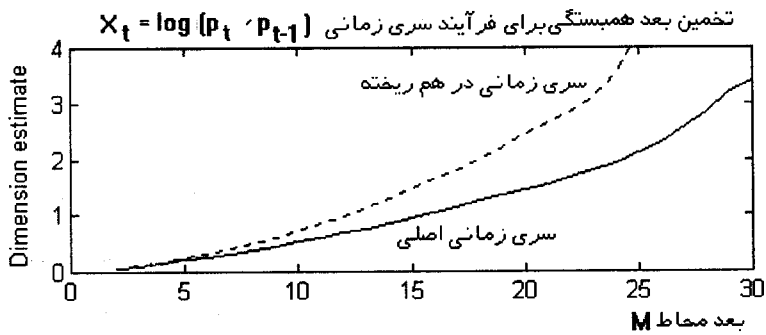
اگر سیستم آشوبگونه باشد، D_M به ازای مقادیر بزرگ M به مقدار مشخصی همگرا می‌شود. فاصله اولیه r ، ۱۰٪ اندازه سری اصلی انتخاب شده است، شکل (۴) نشانگر منحنی‌های $\log (C_M(r))$ بر حسب $\log (r)$ به ازای مقادیر M از ۲ تا ۳۰ است.



شکل (۴)

مقدار تخمین زده شده D_M با افزایش بعد M به مقدار 3.5 همگرا می‌شود.

به منظور ارزیابی نتایج تخمین بعد همبستگی (D)، با استفاده از اطلاعات سری زمانی اصلی، سری زمانی جدیدی ایجاد می‌گردد. این سری جدید با تغییر داده‌ها و جایگذاری تصادفی آنها در سری اصلی ساخته می‌شود. برای سری زمانی جدید شیب انتگرالهای همبستگی افزایش خواهد یافت و D بزرگتری بدست می‌آید (به خاطر از دست رفتن ساختار اطلاعات در سری جدید) [13]. اگر سری زمانی اصلی تصادفی باشد، D محاسبه شده برای سری زمانی جدید تغییر چندانی نخواهد داشت. تغییرات D برای اطلاعات مربوط به سری زمانی اصلی و سری زمانی جدید که بطور تصادفی مرتب شده است در شکل (۵) و جدول (۳) مشاهده می‌شود.



شکل (۵)

تخمین بعد همبستگی برای ابعاد محاط مختلف

	M=3	M=5	M=10	M=20	M=30
SHAHD[1]:	0.1042	0.2079	0.5266	1.4490	3.4034
SHAHD[2]:	0.1135	0.2427	0.7261	2.4609	inf

M = بعد محاط

SHAHD[1] = سری اصلی (بازده لگاریتمی)

SHAHD[2] = سری جدید ساخته شده از روی سری اصلی با جایگذاری تصادفی اطلاعات

جدول (۳)

با مشاهده مقادیر بعد همبستگی (D_M) مربوط به سری اصلی و سری زمانی تصادفی اختلاف بین آنها بیشتر از ۱۰٪ بدست می‌آید. مفهوم آن این است که ساختاری غیرخطی در سری زمانی اصلی دیده می‌شود. البته این روش می‌تواند بعنوان ابزاری برای رد فرضیه بازار کارآمد استفاده شود تا اثبات وجود یک سیستم آشوبگونه.

۳- محاسبه بزرگترین نمای لیاپونوف

تحلیل نمای لیاپونوف معیاری است برای اندازه‌گیری میزان همگرایی یا واگرایی مسیرهای نزدیک بهم در فضای فاز[1] ایجاد شده توسط بردارهای M - حافظه [7]. در این روش نیز ابتدا ماتریس مربوط به بردارهای M - حافظه را، به منظور تجدید ساختار فرآیند تولید قیمت تشکیل داده و از میان این ماتریس تمام جفت بردارهایی که در رابطه زیر صدق می‌کنند مشخص می‌شوند:

$$r_o(M ; i,j) = \| X_iM - X_jM \| \leq r \qquad (۸)$$

r یک عدد کوچک مثبت بوده و $\|.\|$ یک متریک است، در اینجا از معیار فاصله اقلیدسی استفاده شده است. در رابطه (۸) نقاط نزدیک بهم درفضای M بعدی انتخاب می‌شوند. با انتقال به جلودادن نقاط نزدیک بهم " شناخته شده با فرمول (۹) " در سری اصلی به اندازه n مرحله، محاسبات زیر انجام می‌شود :

$$r_n(M ; i,j) = \| XM_{i+n} - XM_{j+n} \| \qquad (۹)$$

$$d_n(M ; i,j) = \frac{r_n(M ; i,j)}{r_o(M ; i,j)} = \frac{\| XM_{i+n} - XM_{j+n} \|}{\| X_iM - X_jM \|} \qquad (۱۰)$$

اگر نقاط نزدیک بهم به ازای n بزرگتر از صفر از یکدیگر جدا شوند، $d_n(M ; i,j)$ از یک بزرگتر خواهد شد.

1- Phase Space

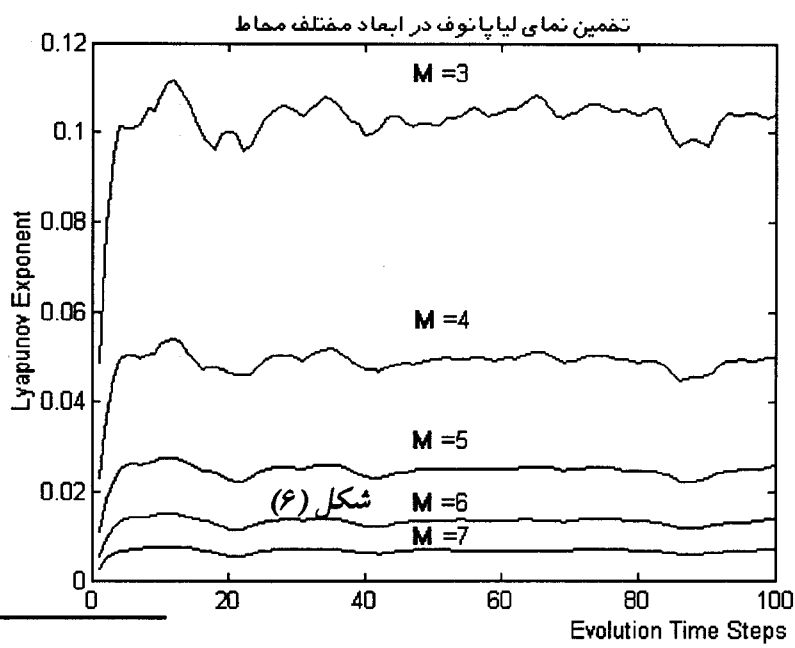
در نهایت فاکتور آماری L به شکل زیر محاسبه می‌گردد :

$$L(M,N) = \sum_{i \neq j} \frac{\log d_n(M;i,j)}{N(N-1)} \qquad (11)$$

شکلهای مختلفی از L(M , n) در [۹] آورده شده است. مقدار مثبت L بیانگر عدم همبستگی[1] بین حالتهای نزدیک در جذب کننده غیرخطی متناظر با فرآیند قیمت سهام است. مقدار مثبت L نشانگر رفتاری آشوبگونه است و بنابراین ارزیابی بلندمدت حالت اولیه غیرقابل پیش‌بینی است.

روش تحلیل نمای لیاپونوف نشان دهنده نقاط واگرا در فضای فاز و یا معرف میزان حساسیت فرآیند به شرایط هر نقطه در فضای فاز است. برای یک جذب کننده غیرخطی آشوبگونه، مقدار L بزرگتر از صفر است.

روش تحلیل نمای لیاپونوف به اطلاعات مربوط به سهام شهد - ایران اعمال شده و به ازای مقادیر M از 3 تا 7 و شیفت زمانی n، از 1 تا 100، منحنی‌های مربوطه در شکل (۶) رسم شده‌اند.



شکل (۶)

1- Decorrelate

محاط شدن جذب کننده غیرخطی در فضایی با بعد بالاتر (M بزرگتر) مطلوب بوده و موجب کشیدگی این جذب کننده و کاهش خطاهای سیستماتیک ناشی از همگرایی غیر یکنواخت در آن می‌شود.

شکل (۶) نمایانگر همگرایی پایدار مقادیر تخمین زده شدهٔ روش تحلیل نمای لیاپونوف برای گامهای زمانی (n)، 1 تا 100 است. مجدداً از روی سری اصلی، سری جدیدی با در هم ریختن تصادفی سری اصلی ساخته می‌شود و مقادیر تخمین زده شده نمای لیاپونوف متناظر محاسبه می‌شود. بزرگتر بودن مقادیر تخمینی نمای لیاپونوف در سری جدید، مبین ماهیت غیر تصادفی سری اصلی بوده و وجود ساختاری غیر خطی را نشان می‌دهد. جدول (۲) مقادیر تخمینی نمای لیاپونوف برای گام زمانی 50 را به ازای بعد محاط (m) 3 تا 7 نشان می‌دهد. عکس این مقدار (T) معرف زمانی است که تأثیر اطلاعات پس از آن از میان رفته و استفاده از اطلاعات گذشته در فرآیند پیش‌بینی بهبودی حاصل نمی‌کند[14].

تخمین L برای ابعاد مختلف محاط در زمان رو به جلو n=50

	M=3	M=4	M=5	M=6	M=7
SHAHD[1]:	*0.1020*	*0.0495*	*0.0249*	*0.0135*	*0.0069*
T :	*9.80*	*20.20*	*40.20*	*74.00*	*145.00*
SHAHD[2]:	*0.2145*	*0.1034*	*0.0523*	*0.0288*	*0.0148*

M = بعد محاط

SHAHD[1] = سری اصلی (بازده لگاریتمی)

T = زمانی که پس از آن تاثیر اطلاعات گذشته محو می‌شود

SHAHD[2] = سری جدید ساخته شده از روی سری اصلی با جایگذاری تصادفی اطلاعات

جدول (۲)

۴- نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از تحلیل روش نمای لیاپونوف نمایانگر وجود اثر حافظه بلندمدت در اطلاعات مربوط به قیمت سهام شهد - ایران است. در واقع با توجه به محاسبات تحلیل نمای لیاپونوف انتظار می‌رود تأثیر اطلاعات گذشته در عرض ۲۰ روز، برای M=۵ و ۱۴۵ روز برای M=۷ در فرآیند پیش‌بینی محو گردد. مقدار تخمینی بعد همبستگی فرآیند (D)، ۳/۵ بوده که این عدد پیچیدگی فرآیند را نشان می‌دهد. با توجه به مثبت بودن L(M , n)، محدود بودن بعد همبستگی فرآیند (D = ۳/۵) و محدود بودن طول اطلاعات قیمت (۵۶۴ عدد از تاریخ ۷۳/۶/۲۱ تا ۷۶/۳/۳) نتیجه می‌شود که فرآیند بطور ضعیف آشوبگونه است، با وجود این خاصیت، تنها تخمین کوتاه مدت قیمت سهام مقدور است. تخمین بعد همبستگی نشانگر پیچیدگی مدل پیش‌بینی است و با استفاده از قیمت، به تنهایی نمی‌توان پیش‌بینی مطلوبی داشت و بایستی تأثیر عوامل دیگری مانند نرخ بهره بانکی، بازار ارز، بازار طلا و سیاستهای کلان اقتصادی را نیز در نظر گرفت.

مراجع

[1] Brock W . A, Hsieh D . A, Lebaron B., "Nonlinear Dynamics, Chaos, and Instability, Statistical Theory and Economic" MIT Press, Massachusetts, 1992

[2] Hinich M.J., Patterson D.M., "Evidence of Nonlinearity in Daily Stock Returns," Journal of Bus. &Econ. Stat.,3,1, 1985,69 - 77

[3] Scheinkman J., LeBaron B., "Nonlinear Dynamics and Stock Returns," Journal of Business, 62,3,1989, 311-338

[4] Hurst H.E., "Long-Term Storage of Reservoirs,"Transactions of the American Society of Civil Engineers, 116,1951, 770-808

[5] Grassberger P., Procaccia I., "Characterization of Strange Attractors," Phys. Review Letters, 50,1983,3460-3490

[6] Casdagli M, "Nonlinear Forecasting, Chaos and Statistics In Modeling Complex Phenomena," Springer - Verlag, Berlin, 1991

[7] Wolf A., Swift J.B., Swinney H.L., Vastano J.A., "Determining Lyapunov Exponent from a Time Series," Physica D, 16,1985,285-317

[8] Brock W., Sayers C, "Is the Business Cycle Characterized by Deterministic Chaos?," Journal of Monetary Economics 22,1988,71-90

[9] Frank M.Z., Stengos T., "The Stability of Canadian Macro-Economic Data as Measured by the Largest Lyapunov Exponent," Economics Letters, 1988

[10] Frank M.Z., Stengos T.,"Chaotic Dynamics in Economic Time-Series," Journal of Economic surveys, 2,1988,103-133

[11] Frank M.Z., Stengos T., "Some Evidence Concerning Macro-Economic Chaos," Journal of Monetary Economics 22, forthcoming, 1988

[12] Frank M.Z., Gencay R., Stengos T., "International Chaos?," European Economic Review, 32,1988,1569-1584

[13] Isham V., "Statistical Aspects of Chaos, A Review in Networks and Chaos Statistical and Probabilistic Aspects," Chamann & Hall, London, 1993

[14] Jasic T., Poh H.L., "Analysis of the Predictability of TOPIX Returns Using Neural Networks, "Neural Network World, 4/1995,485-501

مجله تحقیقات اقتصادی / شماره ۵۳ / پائیز و زمستان ۷۷ / صفحات ۱۳۳-۱۰۳

تعامل میان بخش پولی و حقیقی اقتصاد ایران

محسن مهرآرا*

چکیده:

مطابق شواهد،متغیر تولید در سیستمی که شامل تولید، حجم پول، قیمت های داخلی و خارجی و نرخ ارز می‌گردد برونزای ضعیف می‌باشد. بدین مفهوم که رابطه علیت بلند مدتی از سوی متغیر های نرخ ارز، حجم پول و قیمت به سمت تولید وجود ندارد. روش تجزیه واریانس نیز تولید را برونزاترین متغیر تشخیص می‌دهد. در تطابق با دیدگاه نئوکلاسیک ها، تولید نسبت به عدم تعادل در بازار پول و کالا تعدیل نمی‌گردد. به علاوه تولید بیشترین سهم را در تغییرات سایر متغیرها؛مانند حجم پول، نرخ ارز و قیمت داشته است. لذا سیکل های تجاری در اقتصاد ایران واقعی بوده و متأثر از عوامل پولی نمی‌باشد. هرگونه سیاست پولی جبرانی به جای تولید، تنها متغیرهای اسمی را تحت تأثیر قرار داده و بی ثباتی اقتصادی را تشدید خواهد کرد.

کلید واژه:

رویکرد ساختارگرائی-نهادگرایی، دور بسته فقر (سیکل بسته)، سیاست محدود کردن اعتبارات بانکی، روش هم انباشتگی، آزمون حداکثر مقدار ویژه، آزمون تریس، سیستم هم انباشته همزمان.

---

*.دانشجوی دورهٔ دکتری (PH.D) دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران و کارشناس مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.

۱- مقدمه

به طور کلی دو نگرش فکری در خصوص چگونگی برخورد با مسایل اقتصادی کشورهای در حال توسعه وجود دارد[1]. عده‌ای معتقدند که هیچ ضرورتی برای بسط یک تئوری مجزا برای درک مسایل اقتصادی کشورهای در حال توسعه وجود ندارد. این گروه تئوری های استاندارد را مبنای فهم مسایل اقتصادی کشورهای در حال توسعه قرار می‌دهند. در مقابل رویکرد ساختارگرایی- نهادگرایی نقطه نظر مذکور را همواره مورد چالش قرار داده و استدلالشان این است که مسایل کشورهای در حال توسعه به طور کیفی متفاوت از کشورهای توسعه یافته بوده و درک مسایل اقتصاد کلان این کشورها مستلزم توسعه تئوری‌های اقتصادی جداگانه‌ای است.

اولین نگرش که به رویکرد نئوکلاسیک‌ها نیز شهرت دارد، عدم تعادل های کلان اقتصادی از جمله تورم را به عدم کارایی در سطح اقتصاد خرد نسبت می‌دهد. انحرافات یا کنترل های قیمتی، اعطای اعتبارات ارزان قیمت به بنگاه های دولتی و خصوصی، استفاده از نرخ ارز به عنوان لنگر اسمی برای کنترل تورم، تأمین غذای ارزان برای شهرنشینان و حمایت از بخش‌ها و گروه‌های خاص منجر به افزایش کسری های مالی در طول زمان شده است.[2] در واقع کسری های مالی عظیم در این کشورها به یکباره با کاهش درآمد یا افزایش هزینه‌های دولتی ایجاد نشدند، بلکه کنترل ها و انحرافات قیمتی و گرایش به سمت سیاست های بخشی مختلف در طول زمان که از کارایی بسیار پایینی نیز برخوردار بودند، منتهی به رشد تدریجی مخارج دولت با کمترین بازدهی انجامیده‌است.

البته در مواردی نیز کسری به دلیل کاهش یکباره درآمدها یا افزایش یکباره هزینه‌ها

1-Jha(1994)

2- Krueger (1992) and selowsky (1991)

ایجاد می‌شد. کاهش قیمت نفت یا وقوع جنگ تحمیلی در کشور ما از این موارد می‌باشند. اما این عوامل تنها زمان‌بندی بحران را تغییر میدادند.

به علاوه با انباشته شدن این عدم کارایی ها در طول زمان، بهره‌وری عوامل تولید کاهش یافته و دولت ها نیز که نگران کاهش رشد اقتصادی بودند مجبور به افزایش بیشتر سرمایه‌گذاری‌های دولتی و در نتیجه تحمل کسری های مالی بیشتر می‌شدند. تورم حاصله به نوبه خود منجر به انحرافات بیشتر مانند جیره بندی شدیدتر اعتبارات، محدودیت‌های وارداتی و کنترل های قیمتی بیشتر می‌گردید. لذا رویکرد نئوکلاسیک تأکید زیادی بر محدودیت‌های اعتباری، کاهش هزینه های دولتی با بازدهی پایین، اصلاح نرخ های بهره و تقویت نهادهای مالی به منظور کاهش نرخ تورم می‌نماید. به اعتقاد این گروه، هرچند ممکن است اثر محدودیت اعتبارات روی تولید در کوتاه مدت منفی باشد و مدت زمانی به طول بیانجامد تا سیاست مذکور منجر به بهبود ترازپرداخت ها گردد، اما با اطمینان می‌توان رشد عرضه بلند مدت را ثابت فرض نمود. در مقابل، رویکرد ساختاری-نهادی قایل به ارتباط قوی بین بخش پولی و واقعی اقتصاد در کشورهای در حال توسعه می‌باشد. به اعتقاد این گروه پول عامل تولیدی محسوب می‌شود[1]. بازار سهام و اوراق قرضه در این کشورها توسعه نیافته است و بنگاه‌ها برای سرمایه‌گذاری خود نمی توانند به آن متکی باشند. در چنین شرایطی منبع اصلی تأمین نیازهای نقدینگی بنگاه، اعتبارات سیستم بانکی است. لذا در شرایط اعتباری سمت سرمایه‌گذاری و تولید (بجای مصرف) قربانی اصلی خواهند بود. به علاوه در این کشورها دولت نقش اساسی در سرمایه‌گذاری های زیربنایی و پیشبرد اهداف توسعه اقتصادی ایفا می‌کند، ولی سیستم بوروکراسی مالیاتی، غیرکارآمد و فرسوده می‌باشد. به همین دلیل دولت ها به روش های تورمی برای تأمین مالی مخارج خود

1. Van wijnbergen(1983)

متوسل می‌شوند.

در واقع تورم، مالیات برمانده واقعی پول محسوب شده و پایه مالیاتی دولت را افزایش میدهد. به اعتقاد ساختارگرایان، تأکید بیش از حد روی محدودیت ها و کنترل های پولی در کشورهای در حال توسعه منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌گردد. هر چند ساختارگرایان اولیه قایل به ارتباط مثبت بین تورم و رشد اقتصادی بودند، اما هم اکنون شواهد تجربی زیادی دلالت بر اثرات مخرب نرخ های تورم بالا بر سرمایه گذاری و رشد اقتصادی دارد. تورم نااطمینانی را در اقتصاد بالا می‌برد، به علاوه مکانیسم های تورمی با انتقال منابع به دولت، سرمایه‌گذاری خصوصی را کاهش می‌دهند. حال چنانچه سرمایه‌گذاری خصوصی کارآیی بیشتری نسبت به سرمایه‌گذاری دولتی داشته باشد، تورم منجر به کاهش کارآیی عمومی در اقتصاد میگردد. همچنین در شرایط تورمی بالا، تقاضا برای دارایی های فیزیکی که صرفاً ذخیره ارزش محسوب می‌شوند و هیچ گونه بازدهی ندارند، افزایش می‌یابد. لذا ساختارگرایان جدید ابهامات موجود در خصوص اثرات مثبت تورم بر رشد اقتصادی را می‌پذیرند. به اعتقاد این گروه از آنجایی که تورم ناشی از عواملی مانند بی‌کشش‌بودن عرضه محصولات کشاورزی، پایین بودن پس اندازها (به دلیل دور بسته فقر) و ضعف سیستم مالیاتی و بازارهای سرمایه در این کشورهاست، لذا سیاست های اقتصادی باید در جهت رفع تنگناهای مذکور قرار گیرد. سیاست های پولی کارآمد شامل توسعه نهادهای پولی مناسب و ابزارهایی است که نرخ پس انداز و دسترسی بنگاه‌ها به منابع مالی برای تأمین سرمایه‌گذاری آنها را افزایش می‌دهد. این سیاست ها منجر به کاهش اثر تغییرات نرخ بهره روی هزینه های تولید می‌گردد. در مدل ساختارگرایان شوک های ارزی؛ مانند کاهش ارزش پول، عرضه کل را نیز کاهش میدهد[1]. و استدلال می‌کنند که کاهش ارزش پول به سه طریق

1. Jha(1994)

منجر به کاهش عرضه کل می‌گردد: اولاً، از آنجایی که واردات مواد اولیه نقش مهمی در فرآیند تولید ایفا می‌کند، کاهش ارزش پول با افزایش قیمت واردات هزینه های تولید را بالا برده و تولید بنگاه ها را کاهش می‌دهد. البته تا اندازه‌ای که نهاده های داخلی قابلیت جایگزین شدن به جای نهاده های وارداتی را داشته باشند، این اثر تا حدی جبران می‌شود. ثانیاً، اگر دستمزدهای اسمی نسبت به شاخص قیمت مصرف کننده تثبیت شده باشند (یعنی چسبندگی دستمزدهای واقعی مصرف کننده) نسبت دستمزد به شاخص قیمت تولیدکننده افزایش یافته و عرضه کل کاهش می‌یابد؛ ثانیاً، با افزایش قیمت های داخلی عرضه واقعی پول کم شده، نرخ های بهره بالا رفته و لذا هزینه تولید بیشتر افزایش می‌یابد.

کاهش ارزش پول منجر به بهبود ترازپرداخت‌ها و تغییر در ترکیب تقاضای کل و احتمالاً افزایش آن از طریق تحریک صادرات می‌گردد. اما مطابق بحث ساختارگرایان، کاهش ارزش پول در کشورهای کمتر توسعه یافته نه تنها عرضه بلکه احتمالاً تقاضا را نیز کاهش می‌دهد. زیرا تقاضای سرمایه گذاری به دلیل افزایش هزینه نهاده‌های تولیدی پایین می‌آید. نیازهای نقدینگی بنگاه نیز در چنین شرایطی بیشتر شده که یک اثر انقباضی بر تقاضای کل برجای می‌گذارد. همچنین به دلیل مشکلات ترازپرداخت ها و کم کشش بودن عرضه صادرات و تقاضای واردات، معمولاً کسری حساب جاری افزایش یافته یا کاهش محسوسی پیدا نمی‌کند و در نتیجه تقاضای کل کاهش می‌یابد. دلایل دیگری نیز برای توجیه اثرات رکودی کاهش ارزش پول در ادبیات ساختارگرایان ارائه شده‌است. عده‌ای بحث می‌کنند که به دلیل کسری بالای حساب جاری در کشورهای در حال توسعه، کاهش ارزش پول هر چند منجر به بهبود تراز تجاری بر حسب پول خارجی می‌گردد، اما این کسری را بر حسب پول داخلی به شدت افزایش میدهد. لذا این سیاست اثر انقباضی بر تقاضای کل خواهد داشت. به علاوه نتیجه مشابهی با تأکید بر اثرات توزیعی کاهش ارزش پول به دست می‌آید. مطابق این

استدلال، کاهش ارزش پول منجر به توزیع مجدد درآمد به نفع صاحبان سرمایه می‌گردد. زیرا با فرض تعدیل تدریجی دستمزدها، درآمد واقعی کارگران در این شرایط کاهش می‌یابد و چنانچه این گروه میل نهایی به مصرف بیشتری داشته باشند، تقاضای کل کم می‌شود. همچنین استدلال می‌شود که اگر قیمت های داخلی متناسب باکاهش نرخ ارز بالا نرود، آنگاه ارزش واقعی بدهی‌های کشورهای در حال توسعه افزایش می‌یابد که یک اثر انقباضی بر تقاضای کل برجای می‌گذارد. بنابراین در چهارچوب دیدگاه ساختارگرایان سیاست های سنتی تثبیت یا شوک های اسمی، تأثیرات کاملاً متفاوتی در کشورهای در حال توسعه در مقایسه با کشورهای توسعه یافته دارد و سیاست های انقباضی پولی ممکن است منجر به رکود تورمی شدید گردد.

۲-مروری بر سیاست های پولی در اقتصاد ایران

رشد نقدینگی در تاریخ اقتصادی کشورمان از منابع مختلفی سرچشمه می‌گیرد. طی سالهای ۱۳۵۲-۱۳۵۷، ترقی قابل ملاحظه قیمت نفت، درآمدهای ارزی دولت را شدیداً افزایش داد. با توجه به قوانین پولی کشور، دولت متناسب با افزایش درآمدهای ارزی معادل ریالی آن را از بانک مرکزی دریافت و در اقتصاد کشور هزینه نمود. تحقق این امر در حالی که ظرفیت های اقتصادی هنوز توانایی جذب دلارهای نفتی و واردات ناشی از آن را نداشت، منجر به تورم کم سابقه‌ای -تا آن زمان- در اقتصاد کشورمان با نرخ هایی نزدیک به ۲۵ درصد گردید. در طی این سال‌ها، علت افزایش پایه پولی تغییر در دارایی خارجی بانک مرکزی می‌باشد.

در سال ۱۳۶۵، کاهش قیمت نفت درآمدهای دولت را به شدت کاهش می‌داد. درنقطه مقابل رونق تورمی سال های ۵۲-۱۳۵۷ از اواسط دهه ۶۰ اقتصاد کشور شرایط رکود تورمی

را تجربه می‌کرد.

کسری بودجه‌های چند هزار میلیارد ریالی در دوره سقوط قیمت های جهانی نفت و اثر آن بر روی افزایش پایه پولی و در نتیجه رشد قیمت‌ها، از دید هیچ صاحب نظر کنجکاوی پوشیده نمانده است. از سال ۱۳۶۹ و به دنبال سیاست های جدید ارزی، کسری بودجه آشکار به صفر رسیده و افزایش نقدینگی از این کانال در اقتصاد کشور به ظاهر متوقف می‌گردد، اما از سال ۱۳۶۹ بدهی شرکت ها و مؤسسات دولتی به میزان قابل توجهی افزایش می‌یابد. این وضعیت ناشی از عدم پیش بینی منابع مورد نیاز شرکت ها و مؤسسات دولتی؛ به طور کامل، در بودجه عمومی دولت بود. بدین جهت مؤسسات مزبور برای تأمین منابع مالی مورد نیاز خود به سیستم بانکی روی می‌آوردند و در نتیجه بدهی شرکت ها و مؤسسات دولتی به بانک مرکزی افزایش قابل توجهی یافت.

در اینجا باید متذکر گردید که آنچه باعث افزایش پایه پولی و به تبع آن افزایش نقدینگی می‌شود، بدهی بخش دولتی و خصوصی به بانک مرکزی است. اگرچه کاهش کسری بودجه، بدهی دولت به بانک مرکزی را کاهش می‌دهد، لیکن افزایش بدهی شرکتها و مؤسسات دولتی به بانک مرکزی آن را خنثی خواهد نمود. به نحوی که از دید نقدینگی، تفاوتی بین این دو روش تأمین مالی وجود ندارد و هر دو روش موجبات افزایش پایه پولی را فراهم می‌نمایند. بنابراین سرچشمه دیگر افزایش نقدینگی که اهمیت بیشتری در سال های اخیر یافته است، رشد اعتبارات سیستم بانکی به بخش عمومی و خصوصی در سطحی گسترده، به ویژه در پی سیاست های تعدیل اقتصادی است که شاهرگ اصلی رشد نقدینگی در طی این سالهاست.

در طول دوران جنگ، دولت سیاست جیره بندی اعتبارات را دنبال می‌نمود. این موضوع نه به دلیل کمبود منابع سیستم بانکی، بلکه به منظور کنترل رشد حجم پول و

نقدینگی اعمال می‌شد. در نتیجه ضریب تکاثری پولی که به صورت نسبت حجم پول به پایه پولی تعریف می‌شود؛ کاهش شدیدی نمود از رقم ۲/۲۷ در سال ۱۳۵۹ به ۱/۶۵ در سال ۱۳۶۷ رسید.

پس از اتمام جنگ تحمیلی، نسبت کسری بودجه به کل بودجه کاهش زیادی داشت و نیز سقف های اعتباری در سال های اولیه پس از جنگ به تدریج آزاد شد و در نتیجه ضریب تکاثری پولی نیز افزایش چشمگیری حاصل کرد (این رقم از ۱/۸۲ در سال ۱۳۶۸ به ۲/۶۷ در سال ۱۳۷۲ و ۲/۵۹ در سال ۱۳۷۴ رسید). در نتیجه، سیاست های مذکور، حجم تسهیلات جدید سیستم بانکی از ۳۶۵۰/۱ میلیارد ریال در سال ۱۳۶۸ به ۲۳۰۵۶/۶ میلیارد ریال در آخر سال ۱۳۷۴ افزایش یافت.

به نظر می‌رسد که اعطای اعتبارات مذکور به بخش های اقتصادی به منظور تسهیل فعالیت و رشد اقتصادی آنها، باید به بهای افزایش نقدینگی و تورم بالاتر صورت گیرد. به عبارت دیگر ظاهراً تورم بهایی است که برای رشد اقتصادی بیشتر پرداخته می‌شود. ولی به جرأت می‌توان گفت که این نتیجه گیری کوته بینانه، حداقل در بلندمدت مصداق ندارد.

رشد اعتبارات در بسیاری از کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، با غیر واقعی بودن نرخ های سود (در اغلب موارد منفی) همراه بوده است. در واقع سیاستگذاران کشور ما، تمایل دارند که به بخش ها و گروه های مورد نظر وام‌هایی را با نرخ سود پایین اعطا نمایند. اما در چنین نرخ سودی، تقاضای اعتبار به مراتب فراتر از عرضه آن می‌باشد و در نتیجه افزایش نقدینگی به منظور تأمین سهم عمده‌ای از تقاضا اجتناب ناپذیر می‌گردد. هر ساله در بودجه، تسهیلات اعتباری قابل ملاحظه‌ای تحت عنوان تسهیلات تکلیفی به موضوعاتی مانند قرض الحسنه ازدواج، اسکان عشایر، تعاونی های مصرف، نیازهای مالی شرکت های دولتی، طرح های مولد بخش خصوصی و ... با نرخ کارمزد پایین و حتی در مواردی به صورت

بلاعوض تخصیص داده می‌شود. جدول (۱) کل تسهیلات اعتباری سیستم بانکی، اعتبارات تکلیفی جاری و سرمایه‌گذاری را به همراه میزان کل سرمایه‌گذاری برای دوره ۱۳۶۸-۱۳۷۴ نشان می دهد.

جدول (۱): مقایسه میزان کل سرمایه گذاری و مانده تسهیلات اعطایی بانک‌ها

(ارقام به میلیارد ریال)

سال	مانده تسهیلات اعطایی سیستم بانکی	کل سرمایه‌گذاری	نسبت سرمایه‌گذاری به مانده تسهیلات اعطایی	تسهیلات اعتباری سرمایه گذاری تبصره‌های تکلیفی	تسهیلات اعتباری جاری تبصره‌های تکلیفی
۱۳۶۸	۲۴۳۸۰/۹	۳۷۰۹/۲	۱۵/۲۱	۲۲۲/۰۰	۴۷۵
۱۳۶۹	۲۹۲۵۳/۱	۵۶۶۲/۶	۱۹/۴۰	۱۶۷/۵۰	۵۵۰
۱۳۷۰	۳۵۸۴۷/۲	۱۰۸۴۴	۳۰/۲۵	۳۸۵/۵۰	۷۲۵
۱۳۷۱	۴۳۳۸۷/۲	۱۴۶۴۰/۳	۳۳/۷۴	۵۲۵/۵۰	۱۲۴۵
۱۳۷۲	۶۲۵۸۶/۳	۲۰۶۵۷/۴	۳۳/۰۰	۱۳۷۷/۱۵	۳۷۵۰
۱۳۷۳	۷۸۵۸۰/۷	۲۹۸۵۳/۱	۳۷/۹۹	۴۰۱۵/۰۰	۶۱۷۰
۱۳۷۴	۱۰۲۰۰۶/۶	۴۱۵۱۱/۰۰	۴۲/۸۰	۶۴۱۱	۹۳۹۷
۱۳۷۵	۱۰۹۵۰۶/۶	۵۹۴۷۶۷	۵۴/۳	۸۶۰۷	۱۱۲۴۰

منبع: نشریات بانک مرکزی

همانطور که ملاحظه می‌گردد، نزدیک به ۶۰ درصد از تسهیلات اعتباری در قالب تسهیلات جاری و عموماً به عنوان سرمایه در گردش مورد استفاده قرار گرفته و درصد کمی

از آن به سرمایه گذاری اختصاص یافته است. پایین بودن نرخ های کارمزد بانکی و در برخی موارد عدم بازپرداخت اعتبارات تکلیفی، بار مالی زیادی بر سیستم بانکی تحمیل می‌نماید. به علاوه این اعتبارات منجر به افزایش کسری های مالی و نقدینگی شده به طوریکه نزدیک به یک سوم نرخ تورم در سالهای مذکور به تسهیلات تکلیفی مربوط می‌شوند.[1] این در حالی است که پیش بینی های قانون بودجه در مورد افزایش تولید، بهبود و تضعیف رفاه اجتماعی، افزایش اشتغال و نظایر آن که هدف اصلی اعطای تسهیلات مذکور بوده، به صورت قابل قبولی به وقوع نپیوسته است.

بررسی نسبت میزان سرمایه گذاری به کل تسهیلات اعطایی (اعم از آزاد و تکلیفی) نشان می‌دهد که هر چند نسبت مذکور طی سالهای مورد بررسی افزایش یافته، اما هنوز میزان سرمایه گذاری انجام شده بسیار کمتر از مانده تسهیلات اعطایی است. همچنین باید توجه داشت که قسمتی از سرمایه گذاری انجام شده نیز از منابع شخصی صورت می‌گیرد. این امر حکایت از آن دارد که یا بسیاری از اعتبارات اعطا شده به جای هدایت به سمت سرمایه‌گذاری، برای پوشش دادن هزینه های جاری مورد استفاده قرارگرفته و یا این که بدون انجام هیچ گونه فعالیت مفید اقتصادی و تنها با ارائه مدارک صوری، برای مقاصد رانت جویانه به کار گرفته شده‌است.

به طور کلی سیاست گذاران، دو هدف توزیع درآمد و رشد اقتصادی را با سیاست های انبساطی پولی به هزینه افزایش تورم دنبال می‌کنند؛ بدون آنکه به اثرات بلندمدت نرخ تورم و نرخ های سود واقعی منفی بر کاهش پس‌انداز و رشد اقتصادی توجه نمایند. البته اکثر شواهد تجربی حکایت از آن دارد که نرخ های پس انداز خصوصی حساسیت زیادی به

۱-این نتیجه بر اساس شبیه سازی حاصل از مدل کلان سنجی مرکز پژوهش های مجلس شورای اسلامی بدست آمده است.

متغیرهای سیاست‌گذاری از جمله نرخ های بهره ندارند،[1] اما نرخ های بهره واقعی منفی خصوصاً به همراه نرخ های تورم بالا پس انداز را کاهش می‌دهند. به علاوه این نرخ ها، کارآیی نهادهای مالی را پایین آورده و منجر به فرار سرمایه می‌گردند[2]. این موضوع علاوه بر کاهش پس انداز خصوصی، باعث می‌شود تخصیص آن از سرمایه‌گذاری منحرف شده و سرمایه‌گذاری ها محدود به فعالیت هایی گردد که پس انداز کننده، کنترل شخصی روی آن داشته باشد. به علاوه مادامی که وجوه لازم جهت سرمایه‌گذاری از کانال هایی همچون مالیات و سیاست پولی و کمک خارجی تأمین گردد، شیوه‌ای کارآمد برای جیره‌بندی آن بین کاربردهای رقیب باید یافت شود. در حقیقت این مسئله در شوروی سابق نیز مطرح بود. در آنجا مهندسان و برنامه ریزان که باید پروژه های سرمایه گذاری را ارزیابی کنند، مجبور به خلق مفاهیمی می‌شدند که در نهایت به نرخ بهره ختم می‌گشت. بحث مشابهی هم برای دولت های کشورهای در حال توسعه که ابزارهای پولی را برای پایین نگه داشتن نرخ واقعی بهره واقعی به کار می‌گیرند، صادق است. این امر آنها را تشویق می‌نماید که طوری فکر کنند و برنامه ریزی نمایند که گویی سرمایه به وفور در آن کشور وجود دارد. در جایی که سرمایه کمیاب بوده و قیمت بالایی دارد، هیچ دلیلی نمی‌توان یافت که عده‌ای قیمت پایینی برای آن بپردازند.

نرخ های سود اسمی پائین‌تر از نرخ تورم، باعث ایجاد نرخ های سود واقعی منفی می‌گردد که با پایین آوردن هزینه سرمایه، به کارگیری سرمایه بیشتر و نیروی کار کمتر را تشویق می‌کند. لذا شدت استفاده از سرمایه در فرآیند تولید بالا رفته و درجه کمیابی نسبی

1- Giovannini (1985), Corbo and Schmidt-Hebbel (1991)

2- Corbo and Fischer (1995)

عوامل تولید در انتخاب تکنولوژی ملحوظ نمی‌گردد. ایجاد الگوهای تولیدی که منعکس کننده مزیت های نسبی هستند، تحقق نیافته و کارآیی تنزل می‌یابد. نرخ های منفی سود برای سپرده ها میل نهایی به مصرف را افزایش و انباشت سرمایه راکاهش می‌دهد[۱]. در نتیجه مقادیر در حال افزایشی از سرمایه به منظور جلوگیری از کاهش سرمایه‌گذاری، از خارج قرض گرفته می‌شود.

از بعد دیگر می‌توانیم این طور به مسئله نگاه کنیم که بدهی خارجی جهت تأمین مالی مصرف و واردات مصرفی صرف شده‌است تا پس‌اندازهای داخلی موجود برای سرمایه گذاری کاهش نیابد. بنابراین انحراف در هزینه سرمایه منجر به آن شده که سرمایه خارجی برای سرمایه گذاری استفاده نشده یا این که نسبت باقی مانده آن که به این امر اختصاص داده می‌شود، به نحو کارایی مورد استفاده قرار نگیرد. بنابراین قدرت کشور جهت بازپرداخت وام های خارجی نیز کاهش می‌یابد.[۲]

همان طور که بیان نمودیم، هدف دیگر سیاست گذاران اقتصادی کشورمان در اتخاذ چنین سیاستی (گسترش اعتبارات در نرخ های سود پایین) توزیع متعادل‌تر درآمد می‌باشد. اما به دلایلی که تشریح خواهد شد، چنین عملکردی منجر به عدم تساوی بیشتر در درآمد می‌شود.

واقعیت آن است که نرخ های سود پایین همیشه به پس انداز کنندگان کوچک اصابت می‌کند، زیرا آنها با سرمایه های اندک خود، امکان برخورداری از نرخ های واقعی سود را

۱- همان منبع

۲- جهت اطلاع بیشتر به منبع زیر مراجعه کنید:

محسن مهرآرا، "بدهی های خارجی در اقتصاد ایران"، هشتمین کنفرانس سیاست های پولی و ارزی، مؤسسه تحقیقات پولی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۷۷.

نداشته و سود واقعی منفی امّا ثابت و بدون ریسک که به طور واقعی منفی هستند را از بانک‌ها دریافت می‌کنند. در مقابل صاحبان سرمایه های بزرگ، پس انداز خود را در بنگاه‌های سودآور مستقیماً سرمایه‌گذاری کرده و نرخ بازدهی واقعی اقتصاد را که متناسب با کمبود سرمایه در کشور است، دریافت می‌کنند. این گسترش اعتبارات با ایجاد تورم مزمن باعث وخیم‌ترشدن توزیع درآمد در بلندمدت می‌شود. همچنین در شرایط تورمی، قیمت محصولات تولیدی همزمان بالا رفته، اما دستمزدها با وقفه طولانی نسبت به تورم تعدیل می‌گردد و در چنین شرایطی نوعی انتقال درآمد از کارگران (حقوق بگیران ثابت) به صاحبان تولید یا سرمایه ایجاد می‌شود.

به طور خلاصه، محدود کردن اعتبارات بانکی هر چند در کوتاه مدت، عاملی بازدارنده برای رشد اقتصادی محسوب می‌گردد و همزمان با کاهش تولید بیکاری را افزایش می‌دهد، ولی نتایج کاملاً متضادی در بلندمدت حاصل می‌گردد. سیاست انقباضی در نتیجه کاهش اعتبارات، تورم را در بلندمدت کاهش می‌دهد و با نرخ های واقعی مثبت، پس انداز افزایش یافته و اقتصاد کشور همزمان با تطبیق با شرایط جدید از نرخ رشد بالاتری برخوردار می‌شود همچنین در شرایط ثبات قیمت ها، کارگران سهم واقعی خود را از تولید دریافت کرده و امکان سودهای بادآورده از صاحبان سرمایه سلب می‌گردد. لذا اولین گام برای انتقال به یک مسیر رشد تعادلی بالاتر و تصحیح توزیع درآمد و ثروت در جامعه، کنترل نرخ تورم می‌باشد.

۳ـ کاهش ارزش پول و سیاست های پولی بانک مرکزی

عدم تعادل نرخ سود تنها عاملی نیست که سیاست های انبساطی را تحریک می‌کند. در ایران به دنبال سیاست های تعدیل نرخ ارز، نیاز بنگاه های تولیدی به نقدینگی جهت

تأمین مواد واسطه وارداتی به شدت افزایش یافت و طی سال های اخیر به کرات شکایت سازمان ها و وزارتخانه های ذی ربط را از بانک ها و مؤسسات مالی جهت تأمین نقدینگی واحدهای تولیدی شنیده‌ایم. این در حالی است که در بودجه عمومی کشور، منابع مالی عظیمی به همین منظور اختصاص یافته، به طوری که تبعات تورمی آن در اثر افزایش نقدینگی در سال ۱۳۷۳ بیش از ۳۰ درصد تخمین زده می‌شود. از این رو در ادامه به پروسه تورمی ناشی از ارتباط متقابل نرخ ارز، سطح قیمت ها و حجم پول می‌پردازیم که اهمیت زیادی برای کشورهایی که اقدام به شناورسازی نرخ ارز می‌کنند دارد.

یادآوری می‌کنیم که تورم در بلندمدت یک پدیده پولی است. از این رو مقامات پولی مهرهٔ اصلی در تکمیل سیکل بسته تعدیل نرخ ارز و افزایش قیمت ها بوده و با افزایش حجم پول، برای جبران کردن شوک های عرضه ناشی از تعدیل نرخ ارز این پروسه تورمی را تداوم می‌بخشند. ارتباط متقابل این سه متغیر کلیدی به طور سیستماتیک در چارچوب فرضیه سیکل بسته[1] شرح داده‌می‌شود. این فرضیه بیان می‌کند که تحت رژیم نرخ ارز شناور، یک شوک اولیه (داخلی یا خارجی) می‌تواند باعث ایجاد پروسهٔ تورمی و کاهش پی در پی ارزش پول داخلی گردد، که از این طریق اثر نرخ ارز سریعاً قیمت های داخلی و هزینه ها را متأثر ساخته و آنها نیز به نوبه خود باعث افزایش بیشتر نقدینگی و نرخ ارز می‌شوند. خصوصاً اقتصادهای نیمه صنعتی بیشتر در معرض چنین سیکلی قرار می‌گیرند. مکانیسم انتقال زیر اهمیت زیادی در این فرآیند دارد. اولاً، استمرار طولانی سیاست های جایگزینی واردات در تاریخ اقتصادی کشورمان تأثیر زیادی روی ترکیب واردات در طول زمان داشته که نتیجه آن وابستگی شدید به واردات مواد واسطه و کالاهای سرمایه‌ای بوده‌است. در نتیجه، تغییر در نرخ ارز به طور سریع و مستقیم در قیمت کالاهای وارداتی که مکمل تولیدات داخلی

1- Vicious Circle

هستند منعکس می‌گردد. امکانات جانشینی محدود بین مواد اولیه داخلی و خارجی، فرض ضمنی و درعین حال اساسی در این فرضیه می‌باشد. ساختار صنعتی و تجاری شبه‌انحصاری، عرضه‌کنندگان را قادر می‌سازد که نرخ سود ثابتی را برای خود حفظ کرده و افزایش قیمت مواد واسطه وارداتی را مستقیماً به قیمت کالاهای نهایی منتقل کنند. عکس‌العمل جبرانی مقامات پولی (افزایش حجم پول) به منظور حفظ تولید و اشتغال به دنبال شوک عرضه که در نتیجه کاهش ارزش پول حاصل شده، نماینده عنصر غیرمستقیم در مکانیسم سیکل بسته می‌باشد. در واقع بانک مرکزی به افزایش تقاضای بنگاه های تولیدی برای نقدینگی به دنبال تعدیل نرخ ارز پاسخ می‌دهد. اثر مرکب ابزارهای مستقیم و غیرمستقیم مذکور، نرخ تورم را شتاب می‌بخشد. شکاف در حال گسترش بین نرخ های تورم داخلی و خارجی اثر منفی روی حساب جاری ترازپرداخت ها گذاشته، افزایش بیشتر نرخ ارز را ضروری می‌نماید.

بنابراین تا زمانی که خصوصیات ساختاری و عکس العمل‌های رفتاری مقامات پولی همچنان ثابت باقی بماند، این فرآیند همچنان ادامه می‌یابد. طبیعت درون زای عرضه پول را می‌توان یک عامل برون زا، از آن جهت که تحت کنترل بانک مرکزی است، تلقی کرد. مقامات پولی در اصل قدرت کنترل پایه پولی یا پول پر قدرت را دارند اما وجود فشارهای سیاسی روی تصمیم گیران مذکور برای جبران شوک های خارجی و عکس العمل های انفعالی به آن، عرضه پول را به یک متغیر درون زا تبدیل می‌کند.

سیاست تثبیت نرخ ارز که در اولین نگاه به فرضیه سیکل بسته ممکن است پیشنهاد گردد باید با احتیاط مورد ارزیابی قرارگیرد. یک بحث اساسی آن است که ثبات نرخ ارز به تنهایی قادر به خارج ساختن اقتصاد از سیکل بسته نیست.[1] تجربیات گذشته نشان داده که

1-Corbo, V., J.de Melo and J.Tybout (1989)

کوشش برای کنترل حرکات نرخ ارز به عنوان یک ابزار ضد تورمی در اقتصادی که هم اکنون در عدم تعادل بوده و نرخ های تورمی بالایی را تجربه می‌کند باعث کاهش صادرات و تضعیف اهداف دیگر می‌گردد. تثبیت نرخ ارز در حدی بیش از ارزش واقعی آن یک تأثیر منفی روی عملکرد صادرات داشته، از طریق آن رشد اقتصادی و ترازپرداخت ها را متحمل لطمات شدید می‌سازد.

۴ـ یک مدل تئوریکی ساده در خصوص تعامل میان متغیرهای پولی و واقعی

در این قسمت با تخمین یک مدل خود رگرسیون برداری هم انباشته کننده[1] و استفاده از روش تجزیه واریانس[2] تعامل متغیرهای اسمی، مانند حجم پول و نرخ ارز را با تولید بررسی می‌کنیم. در روش هم انباشتگی، سازگاری میان خواص آماری داده ها با تئوری های اقتصادی آزمون می‌گردد. متغیرهای اقتصادی در حالت کلی غیر ساکن[3] یا انباشته[4] از درجه واحد می‌باشند. ترکیب خطی متغیرهای غیرساکن در حالت کلی غیرساکن است. اما تئوری اقتصادی دلالت بر ساکن بودن ترکیب خطی مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی (غیرساکن) دارد. به همین دلیل از روش هم انباشتگی نیز عموماً برای آزمون تئوری های اقتصادی استفاده می‌شود. لذا قبل ازکاربرد روش مذکور بایستی تئوری اقتصادی مربوطه مشخص گردد. برای این منظور یک مدل نظری ساده تعیین تورم برای کشورهای در حال توسعه که توسط افرادی مانند Moser (1995) و یا Ubide (1997) به کار گرفته شده است را مورد استفاده قرار می‌دهیم. فرض می‌شود سطح عمومی قیمت‌ها، میانگین وزنی از

1-Co-integrating Vector Auto Regressive

2-Variance Decomposition

3-Non-Stationary

4-Integrated

قیمت کالاهای قابل مبادله (P^T) و غیرقابل مبادله (P^{NT}) به صورت زیر است:

$$\log P_t = \alpha \log P_t^T + (1-\alpha) \log P_t^{NT} \qquad (۱)$$

$$0 \langle \alpha \langle 1$$

قیمت کالاهای قابل مبادله در بازارهای جهانی تعیین شده و بستگی به قیمت های خارجی (P^f) و نرخ ارز (e) دارد. لذا داریم:

$$\log P^T = \log e_t + \log P_t^f \qquad (۲)$$

بنابراین کاهش نرخ ارز یا افزایش قیمت های خارجی منجر به افزایش قیمت های داخلی می‌گردد. قیمت کالاهای غیرقابل‌تجارت، از شرط تعادلی بازار پول داخلی که در آن عرضه واقعی پول ($\frac{M^S}{P}$) با تقاضای واقعی آن (m^d) برابر است تعیین می‌شود. به طوریکه:

$$\log P_t^{NT} = \beta (\log M_t^s - \log m_t^d) \qquad (۳)$$

که در آن β به رابطه میان تقاضای کل و تقاضای کالاهای غیرقابل تجارت بستگی دارد. تقاضای واقعی پول نیز تابعی از درآمد واقعی، انتظارات تورمی و نرخ های بهره است. اما به دلیل فقدان بازارهای توسعه یافته در کشورهای در حال توسعه، فرض می‌شود که تعادل در سبد دارایی افراد از طریق جانشینی میان پول و کالا (به جای دارایی های مالی مختلف) ایجاد می‌گردد. هزینه فرصت جانشینی بین پول و کالا نرخ تورم است. لذا داریم:

$$m_t^d = f\left[Y_t, E(\pi_t)\right] \qquad (۴)$$

دلیل دیگر لحاظ تورم مورد انتظار در مدل، به انتقاد لوکاس[1] مربوط می‌شود. او بحث می‌کند که آحاد اقتصادی به طور منظم خطا نمی‌کنند و رفتارشان را با تغییرات سیاست های اقتصادی دولت تغییر می‌دهند.

1-Lucas (1978)

تورم مورد انتظار به روش های مختلفی مدل سازی می‌شود. یک روش عمومی به صورت زیر است:

$$E(\pi_t) = d\left[L(\pi_t)\right] + (1-d)\Delta \log P_{t-1} \qquad (۵)$$

که در آن $L(\pi_t)$ وقفه های توزیع شده مربوط به فرآیند یادگیری آحاد اقتصادی است. اگر تمام وزن های $L(\pi_t)$ برابر باشند، آنگاه به انتظارات تطبیقی خواهیم رسید. کاهش وزن ها در طول زمان منعکس کننده فرآیند یادگیری خواهد بود. لذا انتظارات تورمی بر اساس تورم دوره های قبل و تجارب گذشته در پیش بینی تورم شکل می‌گیرد. برای سادگی می‌توان $d=0$ فرض نمود. با حل مدل مذکور خواهیم داشت:

$$\log P_t = C_1 \log M_t + C_2 \log Y + C_3 \log P_{t-1} + C_4 \log e_t + C_5 \log P_t^f \qquad (۶)$$

با الهام از مدل نظری فوق بردار متغیرها را در مدل خود رگرسیون برداری به صورت زیر در نظر می‌گیریم:

$$X_t = \left[\log P_t, \log M_t, \log Y, \log e_t, \log P_t^f\right] \qquad (۷)$$

به جای P_t^f از شاخص قیمت کشورهای OECD استفاده شده است. e_t نیز نرخ ارز بازار آزاد، M نقدینگی و $\dot{Y}$ تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت می‌باشند. کلیه داده ها مربوط به سالهای ۱۳۳۸-۱۳۷۵ هستند. حال می‌توان به روش جوهانسون[1] و پسران (۱۹۹۷) به تخمین و شناسایی روابط تعادلی بلندمدت پرداخت. مطابق قضیه تجزیه ولد[2] و فروض معینی می‌توان تولید داده ها را مبتنی بر یک مدل VAR و به صورت زیر در نظرگرفت:

1-Johansen (1994)

2-Wold's Decomposition theorem

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + ... + A_p X_{t-p} + \xi_t \qquad (۸)$$

دستگاه فوق را می‌توان به صورت مدل تصحیح خطای برداری به صورت زیر نوشت:

$$\Delta X_t = \pi_1 \Delta X_{t-1} + \pi_2 \Delta X_{t-2} + ... + \pi_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \pi X_{t-p} + \xi_t \qquad (۹)$$

$$\pi = I - A_1 - A_2 - ... - A_p$$

$$\pi_i = -I + A_1 + A_2 + ... + A_i \qquad i = 1, ..., K-1$$

رتبه ماتریس π تعداد روابط تعادلی بلندمدت (r) می‌باشد.

۵- تخمین مدل و تجزیه و تحلیل نتایج

بررسی خواص آماری داده ها نشان می‌دهد که کلیه متغیرها انباشته از درجه واحد می‌باشند (ضمیمه (۲) را ملاحظه کنید). لذا ابتدا بایستی با تخمین مدل خود رگرسیون برداری هم انباشته کننده ، تعداد روابط تعادلی بلندمدت یا بردارهای هم انباشته کننده[1] آزمون گردد. نتایج حاصل از آزمون تعداد روابط بلندمدت به روش های آزمون حداکثر مقدار ویژه[2] و تریس[3] در جدول (۲) خلاصه می‌گردد.

1-Co-integrating Vectors

2-Maximal eigen

3-Trace

جدول (۲): آزمون تعداد بردارهای هم انباشته کننده

آزمون حداکثر مقدار ویژه		آماره آزمون	مقدار بحرانی ۹۵٪	آزمون تریس		آماره آزمون	مقدار بحرانی
فرضیه‌صفر	فرضیه‌مخالف			فرضیه صفر	فرضیه مقابل		
r=۰	r=۱	۳۴/۲۱	۲۱/۳۴	r=۰	r≥۱	۷۱/۱۵	۴۵/۳۱
r≤۱	r=۲	۲۸/۴۲	۱۹/۷۱	r≤۱	r≥۲	۳۸/۹۵	۳۶/۴۲
r≤۲	r=۳	۱۷/۱۴	۱۶/۴۱	r≤۲	r≥۳	۲۸/۹۲	۲۱/۸۱
r≤۳	r=۴	۱۳/۷۱	۱۵/۰۱	r≤۳	r≥۴	۹/۷۵	۱۷/۴۱
r≤۴	r=۵	۱۱/۲۰	۱۴/۷۱	r≤۴	r=۵	۸/۳۱	۱۴/۰۲

مطابق آزمون حداکثر مقدار ویژه، وجود دو رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل در سطح اهمیت ۵ درصد پذیرفته می‌شود، هرچند که این موضوع توسط آزمون تریس تأیید نمی‌گردد. اما همانطور که جوهانسون و جوسیلیس[1] بیان می‌کنند، از آنجایی که آزمون حداکثرمقدار ویژه دارای فرض مقابل قاطع‌تری است، در صورت برخورد با تناقض برای مشخص کردن تعداد روابط بلندمدت ارجحیت دارد.

دو رابطه تعادلی بلندمدت یا بردار هم‌انباشته‌کننده به صورت زیر قابل شناسایی است:

$$\log P_t = \underset{(0.37)}{1.32}\log M - \underset{(0.07)}{1.61}\log Y \qquad (۱۰)$$

$$\log e_t = \underset{(0.10)}{0.83}\log P_t - \underset{(0.31)}{1.13}\log P_t^f - \underset{(0.72)}{2.31}\log Y + \underset{(0.00)}{0.062}\ t \qquad (۱۱)$$

t متغیر روند و اعداد داخل پرانتز انحراف معیارها می‌باشند. معادله اول تقاضا برای پول بوده و نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران پول، قیمت و درآمد یک رابطه تعادلی بلندمدت را تشکیل می‌دهند. حتی متغیرهایی مانند نرخ ارز و شاخص قیمت کالاهای

1-Johansen & Juselius

وارداتی نمی‌توانند بدون دخالت نقدینگی یا تولید، تغییرات قیمت‌ها را حداقل در بلندمدت توضیح دهند. معادله دوم انحراف از نظریه برابری قدرت خرید (PPP) یعنی $\log P_t - \log e_t - \log P_t^f$ را مبتنی بر متغیر تولید یا انحراف تولید از روند t توضیح می‌دهد. در واقع هیچ رابطه تعادلی بلندمدتی بین سه متغیر مذکور بر اساس نظریه برابری قدرت خرید وجود ندارد. اما سیکل تولیدی دارای اثر مثبت بلندمدت روی رابطه PPP است. معادلات تصحیح خطا برای تولید، قیمت و نرخ ارز به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$\Delta log\, Y_t = \underset{(27.81)}{۷۸.۱۵} + \underset{(0.03)}{۰.۸۶}\, \Delta log Y_{t-۱} + \underset{(0.00)}{۰.۱۲}\, \Delta log M_{t-۱} - \underset{(0.00)}{۰.۰۲}\, \Delta log\, e_{t-۱}$$

$$+ \underset{(1.70)}{0.87} emc1_{t-1} - \underset{(2.71)}{0.21}\, ecm2_{t-1} \qquad (۱۲)$$

ecm1 و ecm2 جملات تصحیح خطای مربوط به معادلات (۱۰) و (۱۱) می‌باشند. ضرایب جملات تصحیح خطا در معادله تولید معنی دار نیستند. این بدان معنی است که تولید، یک متغیر برون زای ضعیف بوده و نسبت به عدم تعادل در بازارهای مختلف تعدیل نمی‌شود. به عبارت دیگر رابطه علیت بلندمدت از حجم پول و نرخ ارز به سمت تولید وجود ندارد. هر چند که در کوتاه مدت، تولید متأثر از حجم پول و نرخ ارز است.

معادلات تصحیح خطا برای قیمت، نرخ ارز و حجم پول عبارتند از:

$$\Delta log\, P_t = \underset{(2.71)}{۳.۴۴} + \underset{(0.12)}{۰.۴۱}\, \Delta log P_{t-۱} - \underset{(0.91)}{۲.۲۰}\, \Delta log Y_{t-۱} + \underset{(0.99)}{۱.۷۱}\, \Delta log\, e_{t-۱}$$

$$+ \underset{(0.21)}{0.52} \Delta \log P_t^f - \underset{(0.02)}{0.71} ecm1_{t-1} + \underset{(0.00)}{0.09}\, ecm2_{t-1} \qquad (۱۳)$$

$$\Delta \log e_t = 11.2 + 0.32\Delta \log e_{t-2} - 0.81\Delta \log P_{t-1} - 0.64\Delta \log Y_{t-1}$$
$$(4.92)\ (0.1) \qquad (0.20) \qquad (0.20)$$

$$-۰.۷۱\Delta log\, P_t^f + ۰.۴۱ ecm۱_{t-1} - ۰.۹۲ ecm۲_{t-1} \qquad (۱۴)$$
$$(0.01) \qquad (0.91) \qquad 0.09)$$

$$\Delta \log M_t = 171.21 + 0.64\Delta \log M_{t-1} - 0.51\Delta \log Y_{t-1} + 0.77 \log e_{t-1}$$
$$(52.71)\ (0.07) \qquad (0.71) \qquad (0.15)$$

$$+0.21\Delta \log P_{t-1} + 0.41 ecm1_{t-2} + 0.33 ecm_{t-1} \qquad (۱۵)$$
$$(1.10) \qquad (0.81) \qquad (0.07)$$

همانطورکه ملاحظه می‌گردد قیمت ها نسبت به عدم تعادل بازار پول (emc1) و نرخ ارز نسبت به عدم تعادل خارجی (ecm2) به سرعت تعدیل می‌شوند و ضرایب تعدیل مربوطه به ترتیب ۰/۷۱ و ۰/۹۲ می‌باشند. معادله (۱۵) نشان می‌دهد که حجم پول متغیر برون زا نبوده و در پاسخ به عدم تعادلهای سیستم، در کوتاه مدت و بلندمدت تعدیل می‌شود.

نتایج حاصله تأییدی بر فرضیه سیکل بسته نرخ ارز–حجم پول–قیمت ها در اقتصاد ایران می‌باشد. بدین معنی که نگرانی سیاست گذار از تأثیر منفی کاهش ارزش پول روی تولید به دنبال سیاست های تعدیل اقتصادی در کوتاه مدت موجه بوده است. به همین دلیل از سیاست های پولی انبساطی به منظور جبران اثر منفی سیاست ارزی مذکور بر تولید استفاده می‌کند. این موضوع منجر به افزایش تورم و نیاز به‌کاهش بیشتر ارزش پول در دوره های بعد می‌گردد. این فرآیند همچنان ادامه می‌یابد و یک سیکل بسته تورمی را ایجاد می‌کند.

حال به منظور بررسی برون زایی نسبی متغیرها از روش تجزیه واریانس استفاده

می‌کنیم. با تجزیه واریانس خطای پیش بینی، سهم نوسانات هر متغیر در واکنش به شوک های وارد شده به متغیرهای الگو مشخص می‌گردد. با تفکیک واریانس خطای پیش‌بینی قادر خواهیم بود اثر تغییرات در هر متغیر را بر متغیرهای دیگر در طول زمان اندازه گیری کنیم. جدول (۳) تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی متغیرهای سیستم را برای ۱۰ دوره نمایش می‌دهد. بدین مفهوم که در طول این ۱۰ سال، سهم هر یک از متغیرهای سیستم در ایجاد تغییرات در سایر متغیرها در کوتاه مدت (سال اول)، میان مدت (سال دوم تا پنجم) و بلندمدت (از سال ششم به بعد) مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد.

جدول (۳): تجزیه واریانس متغیرهای مدل

درصدی از واریانس خطای پیش بینی که توسط شوک های وارد بر متغیرهای زیر توضیح داده می‌شود.*

سال	متغیر	ΔY	ΔM	ΔP	Δe	ΔP^t
۱	ΔY	۹۸/۰۴	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۱/۹۶
۲		۸۲/۳۶	۰/۰۱	۱/۲۸	۵/۳۱	۱۱/۰۴
۳		۰/۴۵	۱/۹۲	۱/۹۲	۵/۴۳	۸/۸۸
۴		۸۲/۵۱	۰/۴۲	۱/۷۲	۷/۰۱	۸/۳۴
۵		۸۳/۱۴	۰/۳۱	۱/۶۵	۶/۹۱	۷/۹۹
۱۰		۸۱/۷۱	۰/۳۸	۱/۵۵	۶/۸۸	۹/۴۸
۱	ΔM	۳۶/۲۵	۶۱/۷۴	۰/۰۰	۰/۰۰	۲/۰۱
۲		۳۹/۹۶	۳۹/۹۱	۳/۱۸	۱۵/۸۰	۱/۱۵
۳		۴۵/۸۷	۳۰/۱۲	۲/۰۵	۱۸/۲۱	۳/۷۵
۴		۵۴/۱۸	۲۳/۶۸	۱/۷۸	۱۵/۷۲	۴/۶۴
۵		۶۳/۰۵	۱۸/۱۵	۱/۶۲	۱۳/۴۲	۳/۷۶
۱۰		۶۸/۳۲	۱۱/۱۶	۱/۰۰	۱۳/۵۴	۵/۹۸
۱	ΔP	۶۲/۴۶	۲/۶۳	۳۲/۴۵	۰/۰۰	۲/۴۶
۲		۶۳/۸۸	۱۶/۹۱	۸/۱۷	۱۰/۸۱	۰/۲۳
۳		۶۸/۷۳	۱۳/۹۷	۴/۷۸	۱۲/۲۲	۰/۳۰
۴		۷۲/۸۸	۹/۹۷	۳/۲۰	۱۳/۲۵	۰/۷۰
۵		۷۱/۹۹	۸/۱۳	۲/۷۱	۱۶/۱۸	۰/۹۹
۱۰		۷۴/۳۱	۷/۲۱	۰/۲۶	۱۶/۹۹	۱/۲۳
۱	Δe	۴۳/۷۸	۸/۲۲	۳/۷۸	۳۷/۱۸	۷/۰۴
۲		۳۸/۲۵	۱۶/۳۴	۴/۱۱	۳۳/۴۴	۷/۸۶
۳		۵۱/۲۵	۱۳/۷۸	۱/۲۷	۲۷/۷۳	۵/۹۷
۴		۵۴/۲۸	۲۴/۹۱	۰/۳۴	۲۳/۳۲	۴/۱۵
۵		۵۹/۸۰	۱۸/۷۷	۰/۱۰	۱۸/۱۱	۳/۲۲
۱۰		۷۱/۳۱	۹/۳۲	۰/۰۸	۱۷/۱۲	۱/۱۷

*.کلیه متغیرها لگاریتمی هستند.

مطابق جدول (۳)، در کوتاه‌مدت تقریباً ۱۰۰ درصد تغییرات تولید توسط خودش ایجاد می‌گردد. این سهم پس از ۱۰ دوره، در سطح ۸۱ درصد خواهدبود. حجم پول تقریباً هیچ نقشی در نوسانات تولید ندارد، اما سهم نرخ ارز در بلندمدت به ۷ درصد می‌رسد. این نتایج حاکی از برونزا بودن تولید در اقتصاد ایران می‌باشد. به علاوه تولید به عنوان یک متغیر راهنما[1] بیشترین سهم را در توضیح نوسانات سایر متغیرها داشته است. در کوتاه مدت ۳۶ درصد و در بلندمدت ۶۸ درصد واریانس خطای پیش بینی حجم پول توسط تولید ایجاد می‌شود. حتی در نوسانات قیمت ها نیز شوک های تولیدی بیشترین سهم را نسبت به حجم پول و نرخ ارز داشته است. این نتیجه نشان‌دهنده آن است که سیکل های قیمتی در ایران عمدتاً ناشی از شوک های واقعی (به طور مثال تغییرات واردات و تولید) می‌باشد.

۶-نتیجه‌گیری

در این مقاله، روابط تعادلی بلندمدت میان متغیرهای تولید، حجم پول، نرخ ارز و قیمت‌های داخلی و خارجی مبتنی بر سیستم هم‌انباشته همزمان مورد بررسی قرارگرفت. مطابق نتایج حاصله تولید برونزاترین متغیر می‌باشد. با توجه به اینکه نوسانات این متغیر عمدتاً تحت تأثیر عوامل خارجی مانند تغییرات قیمت نفت و واردات بوده است این نتیجه دور از انتظار نمی‌باشد. سهم تغییرات نرخ ارز، پول و قیمت ها در نوسانات تولید ناچیز بوده و در مقابل، تولید به عنوان یک متغیر هدایت کننده بیشترین سهم را در توضیح نوسانات سایر متغیرهای اسمی دارد. لذا تولید واقعی دریافت کننده اولین شوک برونزا محسوب می‌شود. به جز تولید و قیمت های خارجی، سایر متغیرهای مدل درونزا بوده و نسبت به عدم تعادل در بازار پول و کالا تعدیل می‌شوند. با توجه به نتایج مذکور سیاست های پولی

1-Leading indicator

جبرانی در واکنش به نوسانات تولید تنها در متغیرهای اسمی مانند قیمت و نرخ ارز منعکس شده بدون آنکه تأثیری بر تولید در بلندمدت داشته باشند. لذا مقامات پولی نبایستی نگران اثر سیاست های انقباضی بر تولید حداقل در بلندمدت بوده و از ابزارهای پولی برای کنترل تورم استفاده نمایند. ثبات اقتصاد کلان یکی از مهمترین اجزاء رشد اقتصادی پایدار می‌باشد و زمینه را برای اصلاح قیمت های نسبی؛ شامل نرخ سود بانکی، فراهم می‌آورد. به علاوه گسترش اعتبارات در نرخ های واقعی سود منفی، رانت‌جویی و عدم کارآیی در واحدهای تولیدی را استمرار می‌بخشد. با توجه به توسعه بازار سرمایه طی سالهای اخیر، با واقعی کردن نرخ های سود بانکی و کنترل تورم، می‌توان زمینه را برای اصلاح ساختار تولیدی کشور و افزایش کارآیی و بهره وری فراهم آورد.

ضمیمه (۱)

جوهانسون در ۱۹۸۸ و جوهانسون و جوسلیوس در ۱۹۹۰ با ارائه تکنیک هم انباشتگی؛ تعداد بردارهای هم انباشته را با روش حداکثر درستنمایی مشخص می‌سازند. در این رابطه آنها ابتدا یک الگوی رگرسیون برداری را به صورت زیر در نظر می‌گیرند.

$$X_t = A_t X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \ldots\ldots + A_p X_{t-p} + \xi \qquad (۱)$$

که در آن بردار X_t شامل سری های $(X_{1t} \ldots X_{nt})$ و A_i ماتریس های nxn می‌باشند. دستگاه (۱) دارای یک الگوی تصحیح خطای برداری یا VECM بوده که به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\Delta X_t = \pi_1 \Delta X_{t-1} + \pi_2 \Delta X_{t-2} + \ldots\ldots + \pi_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \pi X_{t-p} + \xi_t \qquad (۲)$$

که در آن

$$\pi = 1 - A_1 - A_2 - \ldots\ldots - A_p$$

$$\pi_i = -1 + A_1 + A_2 - \ldots\ldots - A_i \qquad (i = 1 , \ldots\ldots , k-1)$$

در صورتی که مرتبه ماتریس π که آن را با r نشان می‌دهیم کوچکتر از nباشد $(r<n)$ می‌توان π را در قالب حاصل ضرب دو ماتریس α و βبا ابعاد n.r به صورت $\pi=\alpha\beta$ تجزیه کرد که در این حالت α و β مستقیماً از روش حداکثر درست نمایی (ML) قابل برآورد خواهندبود. در این رابطه دو رگرسیون زیر باید مورد برآورد قرارگیرند:

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \pi_{\cdot i} \Delta X_{t-i} + \xi_{\cdot t}$$

$$\Delta X_{t-p} = \sum_{i-1}^{p-1} \pi_{1i} \Delta X_{t-i} + \xi_{1t}$$

حال می‌توان مقادیر ویژه را با استفاده از دترمینان زیر به دست آورد.

$$\left| \lambda S_{PP} - S_{P\cdot} S_{\cdot\cdot}^{-1} S_{\cdot P} \right| = 0$$

که Sبر حسب باقی مانده های دو رگرسیون قبل حاصل شده و با حل λهاو به دست‌آوردن بردارهای ویژه $V=(V_1,.....,V_n)$ مقادیر α و βبه دست می‌آید.

$$\hat{\beta}=(\hat{v}_1,..., \hat{v}_r)$$

$$\hat{\alpha}=s_{0p}\hat{\beta}$$

از طرفی دو آزمون برای یافتن تعداد بردارهای هم انباشتگی به صورت زیر ارائه می‌گردد:

آزمون تریس $$-2\log Q=-n\sum_{i=1+r}^{P}\log(1-\hat{\lambda}_i)$$

آزمون ماکزیمم مقدار ویژه $$-2\,\mathrm{Log}\,Q=-n\,\mathrm{Log}(1-\hat{\lambda}_i)$$

ضمیمه ۳: آزمون ریشه های واحد

برای آزمون ریشه های واحد، از اطلاعات ماهانه متغیرهای قیمت (داخلی و خارجی)، نقدینگی و نرخ ارز بین دوره ۰۱-۱۳۳۸ تا ۱۲-۱۳۷۵ استفاده شده است. متأسفانه

آزمون ریشه های واحد مبتنی بر داده های سالانه به دلیل پایین بودن قدرت این آزمون ها نتایج گمراه کننده ای در خصوص درجه انباشتگی loge,logP,logMبه دست می‌دهد. زیرا فرضیه وجود ریشه واحد در سری سالانه logP و ΔlogP پذیرفته شده که مستلزم $\log P \sim I(2)$ است.

نتیجه مشابهی درخصوص logM و loge به دست می‌آید. این نتایج تنها به دلیل پایین بودن قدرت آزمون های ریشه واحد حاصل می‌شوند. زیرا همانطور که در جدول (۱) ضمیمه ملاحظه می‌گردد، با استفاده از داده های ماهانه$\log e \sim I(1)$ و logP و logM تشخیص داده می‌شوند. لذا در اینجا پایین بودن قدرت آزمون ریشه های واحد در مورد داده های سالانه کاملاً مشخص می‌باشد.

در این آزمونها، طول وقفه (K) بر اساس معیار اطلاعات کائیک (AIC) انتخاب شده است. در مورد تولید ناخالص داخلی تنها داده های سالانه در دسترس می‌باشد. با این حال آزمون ریشه های واحد برای تولید ناخالص داخلی طی سالهای ۱۳۳۸-۱۳۷۵ دلالت بر $I(1)$ بودن این متغیر دارد.

جدول (۱) ضمیمه: نتایج آزمون ADF برای متغیرهای مدل

نام متغیر	آماره t دیکی فولر	تعداد وقفه ها k
logM	-۲/۵۳	k=۷
ΔlogM	-۱۱/۲۶*	k=۷
logP	-۰/۷۶	k=۵
ΔlogP	-۱۲/۷۲*	k=۴
loge	-۰/۳۴	k=۱۶
Δloge	-۷/۸۹*	k=۱۵
logY	-۱/۱۲	k=۰
ΔlogY	-۴/۸۶*	k=۱
$logP^f$	-۲/۲۱	k=۱۲
$\Delta logP^f$	-۱۳/۴۲*	k=۱۲

*معنی‌دار در سطح اهمیت ۵ درصد

منابع

1.Dickey, D.A and W.A.Fuller, (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Econometrica 49, 1057-1072.

2.Engle.R.F and Granger, C.W. (1987) "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", Econometrica, 5592,251-76.

3.Engle, R.F. and Granger, C.W. (1991) "Long-run Economic Relationship", Oxford university press, New york.

4.Johanson,S. (1988), "Analysis of Cointegration Vectors", Journal of Economic Dynamics and Control, 12,231-244.

5.Koop, G.,Pesaran, M.H., and S.M potter, (1995), "Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Model", Journal of Economics, 3. 125-46.

6.Onis, z. and s. Ozmucur, (1990), Exchange Rates, Inflation and Money Supply in Turkey: "Testing the vicious circle Hypothesis", Journal of Development Economics, 32, 133-144.

7.Vijnbergen, S., (1991), "Inflation and the Public Sector: Toward Fiscal policy for Sustainable Growth", the world Bank Economic Review, PP.297-320.

8.Hashem pesaran, M., (1984), "Macroeconomic Policy in an Oil-exporting Economy with Foriegn Exchange controls", Economica, No.51.

9.Lucas, Robert (1976), "Macroeconomic Policy Evaluation: A Critique", in the phillips Curve and labor markets, ed. by k. Brunner and A.H. Meltzer, Carnegie-Rochester Conference series on public Policy, Vol.1. Amsterdam: North Holland, PP.19-46.

10.Angle Vbide (1997), "Determinants of Inflation in Mozambique" international Monetary Fund Staff Papers, 145.

11.Raghbendra jha (1994), "Macroeconomics for Developing Countries", London, Routledge.

12.GioVannini, A. (1985), "Saving and the Real Interest Rate in LDCs", Journal of Development Economics, 18,PP.197-217.

13.Corbo, V. and S. Fischer (1995),"Structural Adjustment, Stabilization and Policy Reform: Domestic and international Finance", in:Hand book of Development Economics, Vol III ed. by J.Behrman and T.N. Srinivasan.

14.Van Wijnbergen, S. (1983), "Credit Policy, Inflation and Growth in a Financially Repressed Economy", Journal of Development Economics 13(1), PP.45-65.

15. Corbo, V. and Schmidt-Hebbel, K. (1991), "Public Policies and saving in Developing Countries", Journal of Development Economics, 36, PP.89-115.

16.Corbo, V., J. de Melo and J. Tybout (1989), "What Went Wrong with the Recent Economic Reforms in the Southern Cone", Economic Development and Cultural change, 34, PP. 607-640.

17.Gary G. Moser (1995), "The Main Determinants of Inflation in Nigeria", IMF staff papers, Vol 42, No.2 PP. 271-28.6