

برآورد یک مدل اقتصادسنجی با انتظارات عقلایی و کنترل سرمایه برای ایران

نویسنده: دکتر مهدی عسلی

چکیده

در این مقاله، ویژگیهای مهم اقتصادی کشور در یک مدل اقتصاد کلان بررسی شده است. الگوی اقتصادسنجی که در این نوشته مورد بحث قرار می‌گیرد، اساساً مدلی از نوع ماندل - فلمینگ^۱ با قیمتهای انعطاف‌پذیر و ویژگیهای کشورهای در حال توسعه است. در این مدل، فرض شده است که یک کالای نوعی در کشور تولید می‌شود که می‌تواند در داخل مصرف یا صادر شود. کشور برای صادرات خود در بازارهای بین‌المللی از درجه‌ای از انحصار برخوردار است، اما قیمت کالاهای وارداتی در بازار بین‌المللی برای این کشور داده شده فرض می‌شود. به دلیل اعمال محدودیتهای رسمی بر واردات، بخش خصوصی ممکن است قادر به افزایش واردات به سطح تقاضا شده نباشد. این محدودیتهای به دلیل کاهش ذخایر ارزی کشور یا کنترل موازنه تراز پرداختها، بر واردات اعمال می‌شود. در بخش مالی، درجه ادغام اقتصاد داخلی با بقیه دنیا به درجه تحرک سرمایه به داخل یا خارج از کشور بستگی دارد. در اصل، می‌توان تحرک سرمایه تا بسته بودن کامل بازار سرمایه کشور بر دنیای خارج را تصور کرد. نتیجه این مطالعه تجربی، می‌تواند حدود تحرک سرمایه بین دو حالت حدی تحرک کامل یا بسته بودن بازار سرمایه را آزمون کند. از آنجا که سطح سرمایه‌گذارها و حساب جاری موازنه ترازپرداختها در داخل مدل تعیین می‌شود، الگوی اقتصادسنجی می‌تواند فرایند تجمع سرمایه و انباشت بدهیهای خارجی اقتصاد را توضیح دهد. انتظارات تورمی در مدل از آینده‌نگری^۲ عوامل اقتصادی شکل می‌گیرد. بنابراین، پویایی مدل نه تنها به مقادیر گذشته، بلکه به مقدار آتی متغیرهای سیاست و متغیرهای بیرونی^۳ مدل وابسته است.

● مشاور معاونت اقتصادی سازمان برنامه و بودجه

1. Mundell-Fleming
2. Forward-looking
3. Exogenous Variables

مقدمه

چارچوب اصلی تحلیل سیاست اقتصادی برای کشورهای در حال توسعه در دوره پس از جنگ جهانی دوم تا دهه ۱۹۷۰، از مدل رشد هارود - دومار^۱، مدل‌های عرضه مازاد نیروی کار لویس - فی - رینس^۲، مدل ضریبهای ثابت لئونتیف^۳، مدل‌های برنامه‌ریزی خطی ایستا و پویا و مدل‌های دو شکافه چنری^۴ نشأت می‌گرفت. این الگوهای اقتصادی به طور کلی حاوی فرضیه‌های محدودکننده‌ای است. برای مثال، در اغلب این الگوها، فرضیهایی نظیر اینکه نرخ تورم و تقاضای کل، موارد مهمی نیستند، محدودیتهای مالی و رفتار اقتصادی دولت و بانک مرکزی را می‌توان نادیده گرفت، انعطاف‌پذیری نظام اقتصادی در کوتاه‌مدت به دلیل عدم حساسیت سطح عمومی قیمت‌ها به تغییرات اقتصادی محدود است و جز اینها به چشم می‌خورد (Behrman, 1977). به همین دلیل حاصل کار الگوهای اقتصادی بود که صرفاً بخش واقعی اقتصاد را دربر گرفته و تنگناهای عرضه کل را با توجه به کمبود منابع ارزی و ذخیره سرمایه، مورد بحث قرار می‌داد.

با ظهور تورم به عنوان یکی از مشکلات دیرپای کشورهای در حال توسعه در دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰، تثبیت سطح عمومی قیمت‌ها به موضوع مهمی در سیاست اقتصادی تبدیل شد و مدل‌های بسیاری بر پایه نظریه تعیین درآمد ملی کینز، برای کشورهای در حال توسعه طرح شد. به هر حال، در بیشتر موارد، این الگوهای اقتصادی عیناً از مدل‌های تقاضای کل کشورهای توسعه یافته اقتباس شده و تعدیلهای لازم برای انطباق ساختار مدل با مشخصات اصلی اقتصادی کشورهای در حال توسعه در آنها صورت نگرفته بود. همان‌طور که حق و دیگران (Haque et al., 1990) یادآوری کرده‌اند، در سالهای اخیر، مدل‌های اقتصادی زیادی برای بررسی طیف وسیعی از جنبه‌های گوناگون اقتصادی کشورهای در حال توسعه طرح شده است. این الگوهای اقتصادی با هدفهای متفاوتی طرح شده و فرضیهات آنها گوناگون، و در برخی موارد، متناقض است.

در سالهای اخیر، نه تنها مسائل اقتصاد کلان، از قبیل تورم قیمت‌ها و رشد اقتصادی، بلکه به طور کلی، مدیریت اقتصادی در کشورهای در حال توسعه در کانون توجه اقتصاددانان و سازمانهای ذی‌ربط بین‌المللی قرار گرفته است. برای کارشناسان اقتصادی طبعاً این پرسش مطرح است که آیا

-
- | | |
|--|--|
| 1. Harrod-Domar Aggregate Growth Model | 2. Lewis-Fei-Rains Labour-Surplus Models |
| 3. Leontief Fixed-Coefficient Model | 4. Chenery Two-Gap Model |

ابزار تحلیل اقتصادی متعارف (چارچوب جریان اصلی نظریه اقتصاد کلان) که به منظور تحلیل اثر سیاست‌های مالی و پولی در کشورهای پیشرفته گسترش یافته، برای تحلیل سیاست اقتصادی در کشورهای در حال توسعه نیز مناسب است یا نه.

تردیدی نیست که هنوز جنبه‌های متعددی از رفتار عوامل اقتصادی در کشورهای در حال توسعه برای اقتصاددانان در هاله ابهام است. مسائلی از قبیل گستره رفتار آینده‌نگرانه عوامل اقتصادی، اثر محدودیت نقدینگی بر مخارج مصرف خصوصی، عوامل تعیین‌کننده سرمایه‌گذاری خصوصی، عملکرد سیاست پولی در بازارهای مالی توسعه نیافته و وجود بازارهای غیررسمی پول و ارز، درجه تحرک بین‌المللی سرمایه مالی و ماهیت سازوکار دستمزد - قیمت، و مواردی مانند اینها، از جمله موضوعهایی است که هنوز بر سر آنها توافق نظر قاطعی بین اقتصاددانان وجود ندارد. با این حال، اقبال روزافزون به الگوهای اقتصادی برای تحلیل ساختار اقتصادی کشورهای در حال توسعه، ضرورت استفاده از چارچوبهای نظری رسمی برای تحلیل سیاست اقتصادی در این کشورها را نشان می‌دهد. از سوی دیگر، توجه به این نکته که فرضیات بنیادین الگوهای اقتصادی در مورد رفتار عوامل اقتصادی فروض منطقی و کلی است که دلیلی بر عدم انطباق این فروض بر رفتار عوامل اقتصادی در کشورهای در حال توسعه وجود ندارد، خاطر نشان می‌کند که تعدیل ساختار الگوهای اقتصادی در چارچوب نظریه رسمی اقتصاد کلان برای در نظر گرفتن ویژگیهای اقتصادهای در حال توسعه، هنوز بهترین شیوه تحلیل اقتصادی در این کشورهاست و نسبت به روشهای جایگزین تحلیل اقتصادی از برتریهای انکارناپذیری برخوردار است.

در این مقاله، با تعدیل ساختار یکی از الگوهای شناخته شده نظریه اقتصاد کلان، مدل ماندل - فلمینگ در وضعیت پویا و قیمت‌های انعطاف‌پذیر، از طریق وارد کردن مشخصات اقتصادی ایران در مدل، گوشیده‌ایم که اقتصاد کلان کشور را از طریق برآورد پارامترهای مهم آن تحلیل کنیم و رهنمودهای سیاست اقتصادی الگوی اقتصادسنجی را مورد بحث قرار دهیم. در بخش ۲، ساختار مدل اقتصادی، با توضیح مختصری در مورد توابع رفتاری مدل، آمده است. در بخشهای بعدی، به ترتیب، روش برآورد ضریبهای مدل، نتایج برآورد مدل و راهبردهای آن در سیاست اقتصادی آمده است، و بخش آخر، خلاصه یافته‌های مطالعه را برشمرده‌ایم.

۱. ساختار مدل

۱-۱. تقاضای کل

تقاضای کل واقعی بر ستانده داخلی، حاصل جمع مصرف خصوصی، سرمایه گذاری بخش خصوصی، مخارج دولتی و موازنه تجارت خارجی است.

$$Ad_t = C_t + Pi_t + G_t + X_t - \left(\frac{e_t \cdot P_t^*}{P_t}\right) \cdot Z_t \quad (1)$$

در رابطه (۱)، Ad_t تقاضای کل واقعی، C_t مصرف خصوصی واقعی، Pi_t سرمایه گذاری خصوصی واقعی، G_t مخارج دولتی به قیمت‌های ثابت، X_t صادرات به قیمت‌های ثابت، e_t نرخ ارز (قیمت یک واحد وسیله مبادله بین‌المللی به ریال)، Z_t واردات به قیمت‌های ثابت برحسب پول بین‌المللی، P_t^* شاخص قیمت بین‌المللی و P_t شاخص قیمت داخلی است. با توجه به اینکه مخارج دولت، شامل مخارج سرمایه گذاری و هزینه‌های جاری است، داریم:

$$G_t = Gi_t + GC_t \quad (2)$$

$$Ti_t = Gi_t + Pi_t \quad (3)$$

در رابطه‌های (۲) و (۳)، Gi_t و GC_t ، به ترتیب، سرمایه گذاری عمومی و مخارج جاری عمومی است و Ti_t کل سرمایه گذاری است.

۱-۲. مصرف خصوصی

ما در اینجا مصرف خصوصی را تابعی از درآمد قابل تصرف در دوره جاری و گذشته، نرخ واقعی هزینه استقراض و مصرف دوره قبل در نظر گرفته‌ایم. تابع مصرف در شکل لگاریتمی به صورت زیر است که در آن، r_t نرخ واقعی هزینه استقراض و Yd_t درآمد قابل تصرف است.

$$\text{Log } C_t = \alpha_0 + \alpha_1 r_t + \alpha_2 \text{Log } C_{t-1} + \alpha_3 \text{Log } Yd_t + \alpha_4 \text{Log } Yd_{t-1} \quad (4)$$

در بیشتر مطالعات تجربی از مصرف خصوصی در کشورهای در حال توسعه به تأثیر تعیین‌کننده

محدودیت نقدینگی^۱ در مصرف تأکید می‌شود. در برخی از مطالعات نیز به تأثیر نرخ بهره واقعی بر مصرف خصوصی اشاره رفته است (Rossi, 1988; Giovanniini, 1985). چند نظریه جایگزین از مصرف در رابطه (۴) گنجانده شده است تا در مطالعه تجربی آزمون شود. اگر $\alpha_0 = \alpha_1 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0$ و $\alpha_2 = 1$ نتیجه برآورد تابع مصرف (۴) باشد، در واقع، ساده‌ترین تابع مصرف هال (Hall, 1978) از نظریه درآمد دایمی و توابع مصرف که در آن، مصرف حال صرفاً به مقدار گذشته خود مرتبط است، به دست می‌آید. در صورتی که در آزمون تجربی $\alpha_3 = \alpha_4 = 0$ و تأثیر درآمد قابل تصرف بر مصرف رد شد، تابع مصرف با حالت عمومی روش معادله اولر^۲ سازگار است که در آن، مصرف در نبود اطلاعات تازه با نرخ مرتب با نرخ بهره واقعی تغییر می‌کند. از سوی دیگر، اگر محدودیت نقدینگی برای بخش قابل توجهی از خانوارها وجود داشته باشد، درآمد قابل تصرف دوره جاری (Yd_t) باید در معادله (۴) اهمیت داشته باشد ($\alpha_3 > 0$) و نسبت به سایر متغیرها نقش مهمتری در تغییرات مصرف ایفا کند.

درآمد قابل تصرف در الگوی اقتصادسنجی، عبارت است از محصول ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت، به اضافه عایدی بخش خصوصی از داراییهای خارجی منهای خالص مالیاتهای مستقیم و بازپرداخت سود بانکی بدهیهای بخش خصوصی به بانکها.

$$Yd_t = Y_t + [(i_t^* \cdot e_t \cdot Pf_{t-1})/P_t] - [(ib_t \cdot DCP_{t-1})/P_t] - Dtax_t \quad (5)$$

در رابطه (۵)، i_t^* نرخ بهره بین‌المللی، Pf_t داراییهای مالی بخش خصوصی در خارج، DCP_t حجم بدهیهای بخش خصوصی به نظام بانکی کشور، ib_t نرخ سود بانکی و $Dtax_t$ خالص مالیاتهای مستقیم و Y_t محصول ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت است.

۱-۳. سرمایه‌گذاری خصوصی

سرمایه‌گذاری خصوصی در مدل تابعی از تغییرات بازدهی نهایی سرمایه، درآمد واقعی، و ذخیره سرمایه در کشور است. همچنین برای آزمون این فرضیه که میزان اعتبارات بانکی اعطا شده به بخش خصوصی و نیز سرمایه‌گذاری دولتی تأثیر معنی‌داری بر سطح سرمایه‌گذاری خصوصی

اعمال می‌کنند، این دو متغیر را هم در معادله گنجانده ایم.

$$\text{Log } P_t = k_0 + k_1 r_t + k_2 \text{Log } Y_t + k_3 \text{Log } k_t + k_4 \text{Log } G_t + k_5 \text{Log } \left(\frac{\text{DCP}_t}{P_t} \right) \quad (6)$$

در رابطه بالا، K_t خالص ذخیره سرمایه و DCP_t حجم اعتبارات بانکی به بخش خصوصی است.

۴-۱. صادرات

صادرات در مدل، تابعی از نرخ واقعی ارز، و در نتیجه، نسبت قیمت‌های داخلی و خارجی و نیز درآمد بین‌المللی است. متغیر وابسته نیز با یک دوره وقفه زمانی در سمت راست معادله آمده است. یک متغیر مجازی نیز برای آزمون این فرضیه که صادرات کشور طی سالهای جنگ تحت تأثیر قرار گرفته و کاهش یافته است در تابع تقاضای (خارجی) صادرات گنجانده شده است.

$$\text{Log } X_t = J_0 + J_1 \text{Log } \left(\frac{e_t \cdot P_t^*}{P_t} \right) + J_2 \text{Log } Y_t^* + J_3 \text{Log } X_{t-1} + J_4 \text{Dum} \quad (7)$$

در معادله (۷)، P_t^* و Y_t^* شاخص قیمت‌ها و درآمد بین‌المللی است (درآمد کشورهای او.ای.سی.دی). متغیر مجازی (Dum) برای سالهای جنگ عدد ۱ و برای سایر سالهای دوره مورد مطالعه عدد صفر می‌گیرد.

۵-۱. واردات

ساده‌ترین نحوه فرموله کردن تابع تقاضا برای واردات، مقدار واردات مورد تقاضا را به نسبت قیمت واردات به قیمت کالاهای داخلی و نیز به درآمد کل واقعی ارتباط می‌دهد. در مورد کشورهای در حال توسعه، این نکته نیز حایز اهمیت است که معمولاً در این کشورها دولت‌ها برای کنترل موازنه تراز پرداخت‌های خارجی و جلوگیری از کاهش نرخ برابری پول یا به منظور کنترل حجم بدهیهای خارجی متناوباً و به صورت‌های گوناگون مثل تعیین سهمیه وارداتی، اعمال مقررات تجاری یا کنترل گشایش اعتبارات ارزی بانکی به دخالت مستقیم در تنظیم میزان واردات کشور می‌پردازند. بنابراین، منطقی است که واردات را علاوه بر متغیرهای یادشده تابعی از حجم ذخایر

ارزی کشور یا شاخص مناسبی از آن در نظر بگیریم. مشابه وضعیت صادرات، برای آزمون این فرضیه که واردات کشور به طور چشمگیری طی سالهای جنگ از آن متأثر شده است، متغیر کمکی Dum را نیز جزو متغیرهای توضیحی تابع واردات منظور می‌کنیم.

$$\begin{aligned} \text{Log} \left(\frac{e_t \cdot P_t^*}{P_t} \right) Z_t = & \delta_0 + \delta_1 \text{Log} \left(\frac{e_t \cdot P_t^*}{P_t} \right) + \delta_2 \text{Log} Y_t + \delta_3 \text{Log} \left(\frac{Fr_{t-1}}{P_{t-1}^* \cdot Z_{t-1}} \right) \quad (8) \\ & + \delta_4 \text{Log} \left(\frac{e_{t-1} \cdot P_{t-1}^*}{P_{t-1}} \right) Z_{t-1} + \delta_5 \text{Dum} \end{aligned}$$

در رابطه (۸)، Fr_t ذخیره ارزی کشور است و عبارت $(Fr_{t-1}/P_{t-1}^* \cdot Z_{t-1})$ شاخصی از نسبت ذخایر ارزی به ارزش دلاری واردات کشور در دوره قبل است. از آنجا که در دوره مورد مطالعه (۱۳۷۲-۱۳۳۸) واردات کشور عمدتاً متشکل از کالاهای سرمایه‌ای، واسطه‌ای و مواد اولیه ضروری بوده است، طبیعتاً انتظار داریم ضریب کشش قیمتی واردات کوچک و در مقابل ضریب کشش درآمدی نسبتاً بزرگ باشد.

۱-۶. عرضه کل

ما در الگوی اقتصاد سنجی خود دو تابع تولید جایگزین در نظر گرفته‌ایم. نتایج آزمونهای تجربی نشان می‌دهد که کدام یک از توابع تولید تغییرات ستانده کل در اقتصاد کشور را بهتر توضیح می‌دهد. یک تابع تولید (در خط کلی نظریه کینزی^۱ از اقتصاد) انحراف عرضه کل از ظرفیت تولیدی را در کوتاه مدت در نظر می‌گیرد. این انحراف می‌تواند تحت تأثیر عوامل مختلف، از قبیل عدم تعادل در بازار پولی یا تغییر سیاستهای مالی دولت اتفاق افتد. برای این تابع ستانده کل، ما یک تابع تولید لئونتیف^۲ را در نظر می‌گیریم. تابع تولید جایگزین یک تابع تولید کاب-داگلاس^۳ است و فرض می‌کند که ستانده واقعی و روند بلندمدت آن همواره یکی است و رونق و رکود اقتصادی پدیده‌های کوتاه مدت نیست، بلکه ناشی از تغییرات ناگهانی بنیادی مثبت یا منفی در نظام اقتصادی است.

1. Keynesian

2. Leontief Production Function

3. Cobb-Douglas Production Function

از تابع کلی لئونتیف $Y_t^c = \min [aK_t, bL_t]$ که در آن Y_t^c ظرفیت تولیدی نظام اقتصادی، K_t ذخیره خالص سرمایه و L_t نیروی کار است با فرض اینکه محدودیت توسعه ظرفیت تولیدی در کشور ما افزایش ذخیره سرمایه باشد، تابع عرضه کل زیر را داریم:

$$Y_t^c = aK_t \quad (9)$$

ضریب a را در رابطه (۹) می توان معکوس نسبت سرمایه به ستانده تلقی کرد که انتظار داریم ضریبی با ثبات باشد. فرض کنیم در کوتاه مدت ستانده واقعی (Y_t) بتواند تحت تأثیر عدم تعادل موقت در بازار پول و تغییرات واردات کشور نسبت به میزان واردات مورد نیاز از ظرفیت تولیدی (Y_t^c) فاصله بگیرد. در این صورت، رشد ستانده واقعی را به شکل زیر می توان نشان داد:

$$\text{Log} \left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}} \right) = \theta_0 \text{Log} \left(\frac{Y_t^c}{Y_{t-1}^c} \right) + \theta_1 \text{Log} \left(\frac{m_t^d}{m_{t-1}^d} \right) + \theta_2 \text{Log} \left(\frac{Z_{rt}}{Z_t} \right) \quad (10)$$

در رابطه (۱۰)، $m_t^d = \frac{M_t^d}{P_t}$ تقاضای واقعی پول در بلندمدت و $m_t = \frac{M_t}{P_t}$ حجم واقعی پول است. Z_{rt} عبارت است از حداقل واردات مورد نیاز کشور برای آنکه تولید در حد ظرفیت تولیدی تحقق یابد. همچنین فرض می کنیم که میزان حداقل واردات مورد نیاز متناسب با ظرفیت سرمایه ای اقتصاد است؛ یعنی $Z_{rt} = c \cdot K_t$ که در آن c ضریبی ثابت است. در اینجا، طبق فرایند که در بخش تقاضا برای پول توضیح داده شده، رابطه زیر را برای تطبیق حجم واقعی پول با تقاضای بلندمدت آن در نظر می گیریم که در آن، λ ضریب تطبیق عدم تعادل موقت در بازار پول است:

$$\text{Log} \frac{M_t^d}{P_t} = \frac{1}{\lambda} \text{Log} \frac{M_t}{P_t} - \left(\frac{1-\lambda}{\lambda} \right) \text{Log} \frac{M_{t-1}}{P_{t-1}} \quad (11)$$

باجایگزینی از رابطه (۹) برای ظرفیت تولیدی و از روابط بالا برای حداقل واردات مورد نیاز و تقاضای واقعی برای پول در بلندمدت در رابطه (۱۰) و مرتب کردن عبارات، معادله زیر برای ستانده واقعی کل به دست می آید:

$$\text{Log} Y_t = (\theta_0 \text{Log} a + \theta_2 \text{Log} c) + (1 - \theta_0) \text{Log} Y_{t-1} + \theta_1 \left(\frac{1-\lambda}{\lambda} \right) \text{Log} \left(\frac{m_t}{m_{t-1}} \right) + (\theta_0 + \theta_2) \text{Log} K_t - \theta_2 \text{Log} Z_t \quad (12)$$

به طوری که می بینید، در رابطه (۱۲) ستانده کل به صورت تابعی از عرضه کل دوره قبل،

تغییرات حجم واقعی پول، حجم سرمایه، و واردات کشور تعیین شده است.

برای تابع تولید جایگزین، تابع تولید کاب - داگلاس زیر را در نظر می‌گیریم.

$$Y_t = A \cdot K_t^{\theta} \cdot L_t^{\theta} \quad (13)$$

که در آن، K_t عامل سرمایه و L_t نیروی کار است. A ، θ_1 و θ_2 پارامترهای تابع تولید هستند که به ترتیب، اثر تغییرات تکنولوژی، سهم سرمایه و نیروی کار را در ستانده کل اندازه گیری می‌کنند. با توجه به اینکه آمار سری زمانی برای متغیر خالص ذخیره سرمایه گزارش نمی‌شود، ما در اینجا با استفاده از رابطه اتحاد سرمایه: $K_t = (1 - \rho)K_{t-1} + Ti_t$ که در آن، ρ ضریب استهلاک سرمایه و Ti_t سرمایه گذاری کل است، متغیر ذخیره سرمایه را تقریب زده ایم (Haque et al., 1990):

$$\text{Log } K_t \approx \text{Log } \rho + \frac{1}{\rho} \text{Log } \sum_{i=1}^{\infty} (1 - \rho)^i \cdot Ti_{t-i} + \frac{1}{\rho} \text{Log } (1 - \rho) + \frac{1}{\rho} \text{Log } K. \quad (14)$$

در رابطه بالا K_t مقدار سرمایه در شروع دوره مورد مطالعه است. با در نظر گرفتن رابطه اتحاد

سرمایه تابع عرضه کل (۱۳) به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\text{Log } Y_t = A' + \theta'_0 \text{Log } K'_{t-1} + \theta_1 \text{Log } L_t + \theta'_2 \text{Log } Ti_t \quad (15)$$

$$A' = \text{Log } A + \text{Log } \rho \quad \text{که در آن}$$

$$\theta'_0 = \frac{\theta_0}{\rho} \quad \text{و} \quad \theta'_2 = \frac{\theta_2 \cdot \theta_1}{\rho}$$

و K'_{t-1} از رابطه (۱۴) به دست آمده است.

۲. رابطه اقتصاد با دنیای خارج

طبق تعریف، حساب جاری موازنه تراز پرداختهای خارجی عبارت است از:

$$Ca_t = Ni_t - P_t \cdot Da_t \quad (16)$$

که در آن، Da_t جذب داخلی و Ni_t درآمد ملی به قیمت‌های جاری است. قدرت جذب داخلی،

طبق تعریف، عبارت است از:

$$Da_t = Pi_t + C_t + G_t \quad (17)$$

درآمد ملی از سوی دیگر با رابطه زیر تعیین می‌شود:

$$Ni_t = NFt_t + P_t \cdot Y_t \quad (18)$$

در رابطه (۱۸)، NF_t خالص درآمد انتقالی عوامل از خارج است. با جایگزینی برای Ni_t از رابطه (۱۶) و مرتب کردن عبارت برای NF_t داریم:

$$NF_t = (Ca_t + P_t \cdot Da_t) - P_t \cdot Y_t \quad (19)$$

از سوی دیگر، اتحاد موازنه تراز پرداختها به شکل زیر است:

$$BoP_t = \Delta Fr_t = \left(\frac{1}{e_t}\right) Ca_t - (\Delta FP_t + \Delta Fg_t) \quad (20)$$

در رابطه (۲۰)، ΔFr_t تغییرات ذخایر ارزی کشور و ΔFP_t و ΔFg_t ، به ترتیب، تغییرات داراییهای خارجی بخش خصوصی و بخش عمومی در اقتصاد است. حساب جاری موازنه پرداختها از رابطه زیر به دست می آید:

$$Ca_t = P_t \cdot X_t - e_t \cdot P_t^* Z_t + e_t \cdot Fae_t \quad (21)$$

که در آن، Fae_t ارزش عایدی داراییهای خارجی نظام اقتصادی است و عبارت است از:

$$Fae_t = i_t^* \cdot (Fr_{t-1} + FP_{t-1} + Fg_{t-1}) \quad (22)$$

از طریق جایگزینیهای مناسب در روابط بالا می توان نشان داد که $e_t \cdot Fae_t = NF_t$

متغیر FP_t ارزش داراییهای خارجی بخش خصوصی را نشان می دهد. FP_t در مدل با استفاده از خط بودجه بخش خصوصی تعیین می شود. بنابراین، در این الگوی اقتصادی درآمد قابل تصرف به مصرف و تغییرات ثروت بخش خصوصی ارتباط داده شده است:

$$Yd_t = C_t + Pi_t + [\Delta M_t + e_t \Delta FP_t - \Delta DCP_t] / P_t \quad (23)$$

اگر رابطه (۲۳) را برای عبارت ΔFP_t مرتب کنیم، تغییرات داراییهای خارجی بخش خصوصی در مدل تعیین می شود.

۳. بخش دولت

ساختار مدل حاوی توصیفی از رفتار بخش عمومی است. بخش دولتی داراییهایی را در خارج نگهداری می کند (Fg_t). این بخش در داخل از اعتبارات نظام بانکی استفاده می کند (DCg_t). درآمد دولت از خالص مالیاتها، بهره داراییهای خارجی و درآمد نفت تشکیل می شود. در مقابل، مخارج دولت شامل سرمایه گذاریها و مخارج جاری و بازپرداخت سود بانکی بدهیهای بخش عمومی است:

$$e_t \cdot \Delta Fg_t - \Delta DCg_t = P_t(T_t - G_t) + i_t^* \cdot e_t \cdot Fg_{t-1} - i_{bt} \cdot DCg_{t-1} \quad (24)$$

در رابطه (۲۴)، ΔFg_t و ΔDCg_t ، به ترتیب، خالص تغییرات داراییهای خارجی و بدهیهای دولت به نظام بانکی داخلی است. T_t خالص درآمد دولت از محل مالیاتها و درآمد نفت است و G_t کل مخارج بخش عمومی است. لازم به یاد آوری است از آنجا که در ایران از انتشار اوراق قرضه یا مشارکت برای تأمین کسری بودجه دولت به طور منظم و گسترده استفاده نمی شود در رابطه (۲۴) استقراض مستقیم دولت از بخش خصوصی در خط بودجه دولت لحاظ نشده است.

۴. بازار پولی

۴-۱. عرضه پول

تغییر حجم پول در الگوی اقتصادی ناشی از تغییر در ذخیره ارزی کشور $\Delta Fr_t = BoP_t$ یا تغییر در حجم اعتبارات بانکی به بخشهای خصوصی و دولتی است. بنابراین، تعریف گسترده پول در اینجا مدنظر بوده است.

$$M_t = DC_t + e_t \cdot Fr_t \quad (25)$$

$$\Delta M_t = \Delta DC_t + e_t \cdot \Delta Fr_t \quad (1-25)$$

در رابطه بالا، DC_t حجم اعتبارات نظام بانکی است. ذخیره ارزی کشور Fr_t از رابطه زیر به دست می آید:

$$Fr_t = Fr_{t-1} + BoP_t \quad (26)$$

حجم اعتبارات بانکی متشکل از اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی و بخش دولتی است.

$$\Delta DC_t = \Delta DCg_t + \Delta DCP_t \quad (27)$$

اگر فرض کنیم کسری بودجه دولت با افزایش حجم بدهیهای دولت بر نظام بانکی تأمین می شود، رابطه (۲۷) به صورت زیر در می آید:

$$\Delta DC_t = -P_t \cdot (T_t - G_t) + \Delta DCP_t \quad (28)$$

تنها در صورتی که (بدون در نظر گرفتن عرضه ارز بخش عمومی در بازار آزاد) دولت می تواند در داخل کشور از بخش غیر بانکی کسری بودجه خود را تأمین کند، رابطه (۲۸) صادق نمی بود. اما با فرض نبود بازار اوراق قرضه و مشارکت، چنان سیاست استقراضی محتمل نیست. نرخ اعتبارات بانکی به بخش خصوصی متغیری بیرونی در مدل بوده و توسط سیاستهای پولی دولت تعیین می شود.

۴-۲. تقاضا برای پول

با توجه به اینکه یک الگوی کامل از اقتصاد کلان در اینجا مورد بحث است و در آن عرضه و تقاضای پول توسط متغیرهای مختلفی تعیین می‌شود، امکان عدم تعادل کوتاه‌مدت در عرضه و تقاضای پول در مدل اقتصادی وجود خواهد داشت. برای توجیه این عدم تعادل موقت با فرض آینده‌نگری عوامل اقتصادی مانظریه پول حایل^۱ را در نظر می‌گیریم. نقش حایل پول در این نظریه بدین ترتیب توجیه می‌شود که با افزایش غیرمنتظره عرضه پول، عوامل اقتصادی برای مدتی مازاد پول بر میزان برنامه‌ریزی شده خود را نگهداری می‌کنند، زیرا هزینه نگهداری پول معاملاتی از هزینه تنظیم مجدد ترکیب داراییهای مالی و حقیقی کمتر است. بنابراین، عوامل اقتصادی با فرض هزینه‌های تجدیدنظر در ترکیب مجدد داراییهای خود ممکن است در کوتاه‌مدت مقدار پولی مازاد بر میزان برنامه‌ریزی شده بلندمدت خود را نگهداری کرده و به تدریج نسبت به جایگزینی داراییهای مالی و حقیقی به جای پول اقدام کنند. شیوه اصلی در گنجاندن عدم تعادل کوتاه مدت حجم واقعی پول با تقاضای بلندمدت آن در مدل‌های اقتصاد کلان به این صورت است که از یک سو، حجم پول موجود در اقتصاد از حاصل جمع اعتبارات بانکی و تغییرات ارزی کشور به دست آمده، و از سوی دیگر، تقاضای تعادلی یا بلندمدت برای پول شامل اجزای تابع تقاضای پول محاسبه می‌شود. شکاف بین این دو متغیر که می‌تواند مثبت یا منفی باشد بر دیگر متغیرهای الگوی اقتصادی تأثیر می‌گذارد (Goodhart, 1989). به فرض تابع تقاضای بلندمدت پول به صورت زیر تشخیص داده شود:

$$\text{Log} \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^d = \beta_0 + \beta_1 i_t + \beta_2 \cdot \text{Log} Y_t \quad (29)$$

که در آن، M_t عرضه پول و i_t نرخ بهره اسمی است. این تابع تقاضا برای پول در مطالعات تجربی متعددی استفاده شده است (از جمله، نگاه کنید به: Khan and Knight, 1990). مازاد عرضه پول را نسبت به تقاضای بلندمدت آن به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$\text{Emb}_t = \text{Log} \left(\frac{M_t}{P_t} \right) - \text{Log} \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^d \quad (30)$$

در تشخیص توابع تقاضا برای پول رفتار پویای تابع تقاضا از طریق تطبیق جزئی^۲ یا فرایند یادگیری از خطا وارد مدل می‌شود. فرض می‌کنیم که حجم واقعی پول طبق فرایند زیر به تقاضای

بلندمدت آن تطابق یابد:

$$\Delta \text{Log}\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = \lambda [\text{Log}\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^d - \text{Log}\left(\frac{M_{t-1}}{P_{t-1}}\right)] \quad (31)$$

که در آن، $\Delta \text{Log}\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = \text{Log}\left(\frac{M_t}{P_t}\right) - \text{Log}\left(\frac{M_{t-1}}{P_{t-1}}\right)$ و $0 < \lambda < 1$ ضریب تطبیق است. اگر رابطه (۳۱) را برای تقاضای بلندمدت پول مرتب کرده و در رابطه (۲۹) جایگزین کنیم، رابطه زیر برای حجم واقعی پول به دست می آید:

$$\text{Log}\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = \lambda \beta_0 + \lambda \beta_1 i_t + \lambda \beta_2 \text{Log} Y_t + (1 - \lambda) \text{Log}\left(\frac{M_{t-1}}{P_{t-1}}\right) \quad (32)$$

این تابع تقاضا برای پول که در آن متغیر وابسته با یک دوره وقفه زمانی در سمت راست معادله ظاهر شده است، در منتهای اقتصادی کاملاً عمومیت دارد (برای مثال، نگاه کنید به: Laidler, 1993). رابطه (۳۲) فرض می کند که یک تقاضای بلندمدت برای پول وجود دارد که توسط درآمد واقعی و هزینه فرصت از دست رفته به سبب نگهداری پول تعیین می شود. اگر حجم پول در تعادل با تقاضای بلندمدت آن باشد $\lambda = 1$ و در صورتی که عرضه پول به طور غیر منتظره تغییر کند، عوامل اقتصادی به تدریج داراییهای مالی خود را تغییر می دهند تا حجم پول واقعی در نظام اقتصادی بر تقاضای بلندمدت آن انطباق یابد $0 < \lambda < 1$.

۵. نرخ هزینه استقراض

مطابق نظریه فیشر، نرخ بهره واقعی معادل نرخ بهره اسمی منهای نرخ مورد انتظار تورم است:

$$r_t = i_t - \frac{EP_{t+1} - P_t}{P_t} \quad (33)$$

در رابطه بالا، EP_{t+1} سطح قیمت مورد انتظار برای دوره $t+1$ در دوره t است. در صورتی که اقتصاد کاملاً به تحرک سرمایه بسته باشد، نرخ بهره اسمی در داخل و بسته به وضعیت بازار پولی اقتصاد تعیین خواهد شد. در این حالت، نرخ بهره اسمی که آن را با i_t نشان می دهیم، عرضه و تقاضای پول را در بازار پولی متعادل می کند. این نرخ، توسط حجم پولی تعیین می شود که در وضعیت عدم تحرک سرمایه در اقتصاد وجود خواهد داشت. اگر عرضه پول در اقتصاد بدون

تحرک سرمایه را با M_t نشان دهیم، خواهیم داشت:

$$M_t = M_t + e_t \cdot \Delta FP_t \quad (34)$$

که در آن، ΔFP_t تغییرات داراییهای خارجی بخش خصوصی است. با توجه به رابطه تعادل بازار پولی (۳۲) نرخ بهره اسمی i_t در وضعیت بسته بودن اقتصاد به تحرک سرمایه با حل رابطه زیر برای i_t در الگوی اقتصادی به دست می آید:

$$\text{Log} \left(\frac{M_t}{P_t} \right) = \lambda \beta_0 + \lambda \beta_1 i_t + \lambda \text{Log} Y_t + (1 - \lambda) \text{Log} \left(\frac{M_{t-1}}{P_{t-1}} \right) \quad (35)$$

در حالت حدی مقابل که اقتصاد کاملاً به تحرک سرمایه باز باشد، نرخ بهره داخلی کاملاً به نرخ بهره بین المللی بستگی خواهد داشت:

$$i_t = i_t^* + \frac{Ee_{t+1} - e_t}{e_t} \quad (36)$$

در رابطه (۳۶)، i_t^* نرخ بهره در بازار بین المللی پول و Ee_{t+1} نرخ ارزی است که انتظار می رود در دوره آینده وجود داشته باشد. در کشورهای در حال توسعه، معمولاً حالت های حدی فوق کمتر وجود دارد، بلکه سرمایه مالی از درجه ای از تحرک برخوردار است. بهترین راه در نظر گرفتن حالت بینابین دو حالت حدی یاد شده در نظر گرفتن ترکیب خطی از دو نرخ بهره است که از روابط (۳۵) و (۳۶) به دست می آید (نگاه کنید به: Haque et al., 1990; Edwards and Khan, 1985).

$$i_t = \phi \left(i_t^* + \frac{Ee_{t+1} - e_t}{e_t} \right) + (1 - \phi) i_t \quad (37)$$

علامت ϕ می تواند شاخص درجه باز بودن اقتصاد به تحرک سرمایه تلقی شود. اگر $\phi = 1$ باشد، اقتصاد کاملاً بر ورود و خروج سرمایه باز بوده و نرخ بهره طبق رابطه (۳۶) در مدل اقتصادی تعیین می شود. برعکس، در صورتی که $\phi = 0$ باشد، اقتصاد به حرکت سرمایه بسته بوده و نرخ هزینه استقراض از رابطه (۳۵) به دست می آید. هر چه ϕ به عدد یک نزدیکتر باشد، نشان دهنده تحرک بیشتر سرمایه خصوصی در اقتصاد است و برآورد ϕ در الگوی اقتصادسنجی به ما اجازه می دهد که تخمینی از شاخص تحرک سرمایه در اقتصاد کشور را به دست بیاوریم.

۶. برآورد مدل

معادلات رفتاری مدل که باید تخمین زده شوند، عبارتند از معادله‌های مصرف (۴)، سرمایه‌گذاری (۶)، صادرات (۷)، واردات (۸)، عرضه کل (۱۵) و تقاضا برای پول (۳۲) و نرخ بهره تعادلی تعیین شده در بازار پولی (۳۷). این معادله‌ها یک بار دیگر در جدول ۱ تکرار شده‌اند.

جدول ۱. معادله‌های رفتاری الگوی اقتصاد کلان

$$\text{Log } C_t = \alpha_0 + \alpha_1 r_t + \alpha_2 \text{Log } C_{t-1} + \alpha_3 \text{Log } Y_d + \alpha_4 \text{Log } Y_{d,t-1} \quad (۴)$$

$$\text{Log } P_t = k_0 + k_1 r_t + k_2 \text{Log } Y_t + k_3 \text{Log } K_t + k_4 \text{Log } G_t + k_5 \text{Log} \left(\frac{DCP_t}{P_t} \right) \quad (۶)$$

$$\text{Log } X_t = J_0 + J_1 \text{Log} \left(\frac{e_t \cdot P_t^*}{P_t} \right) + J_2 \text{Log } Y_t^* + J_3 \text{Log } X_{t-1} + J_4 \text{Dum} \quad (۷)$$

$$\begin{aligned} \text{Log} \left(\frac{e_t \cdot P_t^*}{P_t} \right) Z_t = & \delta_0 + \delta_1 \text{Log} \left(\frac{e_t \cdot P_t^*}{P_t} \right) + \delta_2 \text{Log } Y_t + \delta_3 \text{Log} \left(\frac{Fr_{t-1}}{P_{t-1}^* \cdot Z_{t-1}} \right) \quad (۸) \\ & + \delta_4 \text{Log} \left(\frac{e_{t-1} \cdot P_{t-1}^*}{P_{t-1}} \right) Z_{t-1} + \delta_5 \text{Dum} \end{aligned}$$

$$\text{Log } Y_t = A' + \theta'_0 \text{Log } K'_{t-1} + \theta'_1 \text{Log } L_t + \theta'_2 \text{Log } T_t \quad (۱۵)$$

$$\text{Log} \left(\frac{M_t}{P_t} \right) = \lambda \beta_0 + \lambda \beta_1 \cdot i_t + \lambda \beta_2 \text{Log } Y_t + (1 - \lambda) \text{Log} \left(\frac{M_{t-1}}{P_{t-1}} \right) \quad (۳۲)$$

$$i_t = \phi \left(i_t^* + \frac{Ee_{t+1} - e_t}{e_t} \right) + (1 - \phi) i_t \quad (۳۷)$$

برای آنکه الگوی اقتصادسنجی بالا را برآورد نماییم، لازم است که دو مسئله را حل کنیم: اول، موضوع متغیرهای مشاهده نشده i_t و r_t دوم، انتظارات از سطح قیمت‌ها در دوره آینده (EP_{t+1}) .

۶-۱. متغیرهای مشاهده نشده^۱

آمار سری زمانی قابل اعتمادی برای i_t در دست نیست. نظیر اکثر کشورهای در حال توسعه، در کشور مانیز نرخ بهره رسمی اعلام شده توسط بانک مرکزی پیش از انقلاب، مربوط به نرخ تنزیل

1. Unobserved Variables

مجدد بوده است و پس از انقلاب نیز که نظام بانکداری بدون ربا وجود داشته، نرخ سود بانکی برای سپرده‌های سرمایه‌گذاری اعلام می‌شده است. در هر حال، هیچ‌کدام از نرخهای یادشده را نمی‌توان نرخ بهره تعادلی که در نظام اقتصاد مبتنی بر بازار مشاهده می‌شود، دانست. این نرخهای رسمی توسط مقامات پولی کشور تعیین شده و به رغم وجود نرخهای تورم بالا، مدتهای طولانی بدون تغییر می‌مانند. به همین دلیل، هزینه‌نهایی استقراض را نشان نمی‌دهند و نظام بانکی نیز در نرخهای رسمی به همه متقاضیان وام نمی‌دهد، بلکه منابع مالی موجود براساس مقررات مختلف و برحسب اولویتهای تنظیم شده، به مؤسسات و عاملان اقتصادی تخصیص می‌یابد. برای حذف متغیرهای r_t و i_t از معادله‌های جدول ۱، ابتدا با استفاده از رابطه (۳۳) r_t را از معادله‌های (۴) و (۶) حذف می‌کنیم. سپس با استفاده از رابطه (۳۷) متغیر i_t را نیز از این دو معادله و تابع تقاضا برای پول (۳۲) حذف می‌کنیم.

۶-۲. انتظارات^۱

فرض منطقی بودن عاملان اقتصادی در شکل دادن به انتظاراتشان از سطح قیمتها در دوره آینده ایجاب می‌کند که انتظارات آینده از قیمتها براساس تمام اطلاعات موجود، شامل ساختار مدل اقتصادی ساخته شود. این فرض بدان مفهوم است که:

$$P_{t+1} = EP_{t+1} + u_{t+1} \quad (38)$$

که در آن، u_{t+1} یک متغیر تصادفی عامل اختلال با امید ریاضی صفر و واریانس باثبات است. برای اینکه الگوی اقتصادسنجی را تخمین بزنیم، تقریب رضایتبخشی از EP_{t+1} لازم است. چنان تقریب معقولی خود P_{t+1} مشاهده شده است. ویکنز (Wickens, 1982) پیشنهاد می‌کند که مقادیر واقعی P_{t+1} به جای EP_{t+1} در مدل جایگزین شود، سپس رابطه صریحی برای EP_{t+1} از درون الگوی اقتصادسنجی به دست آمده، همراه با سایر معادله‌های رفتاری مدل برآورد شود. راه دیگر نگرستن به موضوع آن است که مدل را با جایگزینی P_{t+1} به جای EP_{t+1} و با استفاده از مقادیر با وقفه‌های زمانی برای متغیرهای بیرونی معادله‌های رگرسیون مدل با روش ۲SLS برآورد کنیم (نگاه کنید به: Maddala, 1992).

پس از حذف متغیرهای مشاهده نشده از مدل اقتصادی و در نظر گرفتن راه حلی برای تشکیل

انتظارات، مجموعه معادله‌های رفتاری مدل که شامل معادله‌های تجدیدنظر شده مصرف، سرمایه‌گذاری و تقاضا برای پول و نیز معادله‌های صادرات و واردات و عرضه کل است، به شرح زیر خواهد بود.

جدول ۲. شکل برآورد شده معادله‌های رفتاری مدل

$$\text{Log } C_t = \alpha_{01} + \alpha_{11} \left(i_t^* + \frac{Ee_{t+1} - e_t}{e_t} \right) + \alpha_{12} \text{Log } Y_t + \alpha_{13} \text{Log} \frac{M_{t-1}}{P_{t-1}} + \alpha_{14} \text{Log} \frac{M_t}{P_t} (1-f) \\ - \alpha_1 \left(\frac{EP_{t+1} - P_t}{P_t} \right) + \alpha_2 \text{Log } C_{t-1} + \alpha_3 \text{Log } Yd_t$$

$$\alpha_{01} = \alpha_0 + \alpha_1 (\phi - 1) \frac{\beta_0}{\beta_1} \quad \text{که در آن}$$

$$\alpha_{11} = \alpha_1 \phi$$

$$\alpha_{12} = \alpha_1 (\phi - 1) \frac{\beta_2}{\beta_1}$$

$$\alpha_{13} = \alpha_1 (1 - \lambda) \frac{(\phi - 1)}{\beta_1 \lambda}$$

$$\alpha_{14} = \alpha_1 \frac{(1 - \phi)}{\beta_1 \lambda}$$

$$\text{Log } P_t = k_{01} + k_{11} \left(i_t^* + \frac{Ee_{t+1} - e_t}{e_t} \right) + k_{12} \text{Log } Y_t + k_{13} \text{Log} \frac{M_{t-1}}{P_{t-1}} \quad (1-6)$$

$$+ k_{14} \text{Log} \frac{M_t}{P_t} - k_1 \left(\frac{EP_{t+1} - P_t}{P_t} \right) + k_2 \text{Log } K_{t-1} + k_3 \text{Log } G_t$$

$$+ k_4 \text{Log} \left(\frac{DCP_t}{P_t} \right)$$

$$k_{01} = k_0 + k_1 (\phi - 1) \frac{\beta_0}{\beta_1} \quad \text{که در آن}$$

$$k_{11} = k_1 \phi$$

$$k_{12} = k_1 (\phi - 1) \frac{\beta_2}{\beta_1} + k_2$$

$$k_{13} = k_1 (1 - \lambda) \frac{(1 - \phi)}{\beta_1 \lambda}$$

$$k_{1\phi} = k_1 \frac{(1-\phi)}{\beta_1 \lambda}$$

$$\text{Log } X_t = J_0 + J_1 \text{Log} \left(\frac{e_t \cdot P_t^*}{P_t} \right) + J_2 \text{Log } Y_t^* + J_3 \text{Log } X_{t-1} + J_4 \text{Dum} \quad (7)$$

$$\text{Log} \left(\frac{e_t \cdot P_t^*}{P_t} \right) Z_t = \delta_0 + \delta_1 \text{Log} \left(\frac{e_t \cdot P_t^*}{P_t} \right) + \delta_2 \text{Log } Y_t + \delta_3 \text{Log} \left(\frac{Fr_{t-1}}{P_{t-1}^* \cdot Z_{t-1}} \right) \quad (8)$$

$$+ \delta_4 \text{Log} \left(\frac{e_{t-1} \cdot P_{t-1}^*}{P_{t-1}} \right) + \delta_5 \text{Dum}$$

$$\text{Log } Y_t = A' + \theta'_0 \text{Log } K'_{t-1} + \theta_1 \text{Log } L_t + \theta'_2 \text{Log } Ti_t \quad (15)$$

$$\text{Log } K'_{t-1} = \text{Log } \Psi + \frac{1}{\gamma} \text{Log} \Sigma (1-\rho)^{i-1} \cdot Ti_{t-(i-1)} + \frac{t-1}{\gamma} (1-\rho) + \frac{1}{\gamma} \text{Log } k_0 \quad \text{که در آن}$$

$$A' = \text{Log } A + \text{Log } \Psi$$

$$\theta'_0 = \frac{\theta_2}{\gamma} \quad \text{و} \quad \theta'_2 = \frac{\theta_0 \cdot \theta_2}{\gamma}$$

$$\text{Log} \left(\frac{M_t}{P_t} \right) = \Omega_0 + \Omega_1 (i_t^* + \frac{Ee_{t+1} - e_t}{e_t}) + \Omega_2 \text{Log } Y_t + \Omega_3 \text{Log} \frac{M_{t-1}}{P_{t-1}} \quad (1-32)$$

$$+ (1-\lambda) \text{Log} \frac{M_{t-1}}{P_{t-1}} + (1-\phi) \text{Log} \frac{M_t}{P_t}$$

$$\Omega_0 = \lambda \phi \beta_0$$

$$\Omega_1 = \lambda \phi \beta_1$$

$$\Omega_2 = \lambda \phi \beta_2$$

$$\Omega_3 = (1-\lambda)(1-\phi)$$

که در آن

۷. نتایج برآورد مدل

معادله‌های رفتاری جدول ۲ با استفاده از آمار سری زمانی دوره ۱۳۳۸-۱۳۷۲ از نشریه آمار مالی بین‌المللی (IFS) صندوق بین‌المللی پول و نیز آمار نشریات سازمان کشورهای عضو او.ای.سی.دی برآورد شده است. بهترین نتایج برآورد الگوی اقتصادسنجی در جدول ۳ آمده است:

جدول ۳. نتایج برآورد پارامترهای الگوی اقتصادسنجی باروش ۲SLS

مصرف خصوصی

$$\text{Log } C_t = 0.13 - 0.23 r_t + 0.39 \text{Log } C_{t-1} + 0.58 \text{Log } Y_d_t \quad (39)$$

$$(t\text{-ratios}) \quad (0.90) \quad (-2.0) \quad (2.7) \quad (4.4)$$

$$R^2 = 0.99 \text{ و } DW = 2.2 \text{ و } X_{sc}(1) = 0.41 \text{ و } X_{ff}(1) = 0.02 \text{ و } X_n(2) = 0.79 \text{ و } X_h(1) = 2.5$$

سرمایه گذاری خصوصی

$$\text{Log } P_i_t = -1.87 - 0.35 r_t + 0.79 \text{Log } Y_t + 1.45 K_{t-1} + 0.41 \text{Log } G_i_t \quad (40)$$

$$- 0.95 \text{Log} \left(\frac{DCP_{t-1}}{P_{t-1}} \right)$$

$$(t\text{-ratios}) \quad (-3.7) \quad (-1.24) \quad (2.4) \quad (2.41) \quad (3.2) \quad (-2.4)$$

$$R^2 = 0.91 \text{ و } DW = 1.89 \text{ و } X_{sc}(1) = 0.88 \text{ و } X_{ff}(1) = 0.29 \text{ و } X_n(2) = 0.66 \text{ و } X_h(1) = 0.02$$

صادرات

$$\text{Log } X_t = -9.2 + 0.94 \text{Log} \left(\frac{e_t \cdot P_t^*}{P_t} \right) + 0.90 \text{Log } Y_t^* + 0.64 X_{t-1} - 0.60 \text{Dum} \quad (41)$$

$$(t\text{-ratios}) \quad (-2.3) \quad (2.2) \quad (2.7) \quad (5.9) \quad (-4.5)$$

$$R^2 = 0.86 \text{ و } DW = 1.84 \text{ و } X_{sc}(1) = 0.19 \text{ و } X_{ff}(1) = 0.62 \text{ و } X_n(2) = 5.4 \text{ و } X_h(1) = 0.43$$

واردات

$$\text{Log} \left(\frac{e_t \cdot P_t^*}{P_t} \right) Z_t = -0.13 \text{Log} \left(\frac{e_t \cdot P_t^*}{P_t} \right) - 1.6 \text{Log } Y_{t-1} + 2.0 \text{Log } Y_t \quad (42)$$

$$+ 0.11 \text{Log} \left(\frac{Fr_{t-1}}{P_{t-1}^* \cdot Z_{t-1}} \right) + 0.58 \text{Log} \left(\frac{e_{t-1} \cdot P_{t-1}^*}{P_t} \right) Z_{t-1}$$

$$- 0.35 \text{Dum}$$

$$(t\text{-ratios}) \quad (-0.119) \quad (-4.1) \quad (4.9) \quad (2.7) \quad (5.6)$$

$$-0/35 \text{ Dum}$$

$$(t\text{-ratios}) \quad (-4/0)$$

$$R^2 = 0/93 \text{ و } DW = 1/97 \text{ و } X_{sc}(1) = 0/07 \text{ و } X_{ff}(1) = 1/19 \text{ و } X_n(2) = 1/6 \text{ و } X_h(1) = 0/08$$

عرضه کل

$$\text{Log } Y_t = 2/4 + 0/14 \text{Log } K_{t-1} + 0/7 \text{Log } L_t + 0/5 \text{Log } T_t \quad (43)$$

$$(t\text{-ratios}) \quad (11/0) \quad (2/7) \quad (5/9) \quad (15/2)$$

$$R^2 = 0/98 \text{ و } DW = 1/6 \text{ و } X_{sc}(1) = 0/46 \text{ و } X_{ff}(1) = 1/9 \text{ و } X_n(2) = 2/2 \text{ و } X_h(1) = 0/3$$

تقاضا برای پول

$$\text{Log} \left(\frac{M_t}{P_t} \right) = -1/3 - 0/05 i_t + 0/24 \text{Log } Y_t - 0/83 \text{Log} \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right) - 0/92 \text{Log} \frac{M_{t-1}}{P_{t-1}} \quad (44)$$

$$(t\text{-ratios}) \quad (-4/1) \quad (1/2) \quad (4/3) \quad (-3/9) \quad (30/5)$$

$$R^2 = 0/997 \text{ و } DW = 1/70 \text{ و } X_{sc}(1) = 0/66 \text{ و } X_{ff}(1) = 0/22 \text{ و } X_n(2) = 2/1 \text{ و } X_h(1) = 1/3$$

$X_{sc}(1)$ = Serial correlation test

$X_{ff}(1)$ = Functional Form test

$X_n(2)$ = Normality test

$X_h(1)$ = Heterocedasticity test

نتایج برآورد الگوی اقتصادسنجی در جدول ۳، این امکان را می‌دهد که به طور مختصر، برخی از ویژگیهای اقتصاد کلان ایران را مورد بحث قرار دهیم.

۷-۱. مصرف خصوصی

ضریبهای تابع مصرف در مدل دارای علایمی هستند که انتظار داشتیم. بزرگی مقادیر ضریبهای معادله نیز با آنچه نظریه اقتصادی پیش‌بینی می‌کند و نیز با نتایج مطالعات تجربی موجود از این متغیرها در متنهاى اقتصادى مطابقت دارد. عبارت عرض از مبدأ احتمالاً به خاطر طولانی بودن

دوره مطالعه در سطح ۵ درصد (از لحاظ آماری) معنی دار نیست. ضریب نرخ هزینه استقراض با علامت منفی بر سطح مصرف اثر می‌گذارد. این ضریب در سطح ۱۰ درصد (از لحاظ آماری) با صفر متفاوت است، ولی علامت مقدار مطلق آن با سایر مطالعات تجربی مربوط به تابع مصرف سازگار است. ضریبهای متغیرهای مصرف با وقفه و درآمد قابل تصرف تا حدی نزدیک به نتیجه مطالعه هژبرکیانی (Kiani, 1992) از تابع مصرف جمعی در ایران در دوره ۱۳۳۹-۱۳۶۴ است. از آنجا که تابع مصرف به صورت لگاریتمی نوشته شده است ضریبهای برآورد شده، در واقع، کشش یا درصد تغییرات مصرف برحسب تغییرات متغیرهای توضیحی معادله است. بنابراین نتایج ده درصد افزایش درآمدهای قابل تصرف بخش خصوصی مصرف واقعی را حدود ۵/۸ درصد افزایش می‌دهد. ضریب کشش بلندمدت درآمدی مصرف $(\frac{0.58}{1-0.39})$ معادل ۰/۹۵ است. با استفاده از ضریب کشش درآمدی مصرف، می‌توان میل نهایی به مصرف را نیز برآورد کرد. از آنجا که ضریب کشش درآمدی مصرف می‌تواند به صورت زیر نوشته شود: $[\frac{\partial C_t}{\partial Yd_t}](\frac{C_t}{Yd_t}) = 0.58$ و عبارت $\frac{C_t}{Yd_t}$ در واقع، میل متوسط به مصرف در دوره مورد مطالعه است که معادل $\frac{\sum C_t}{\sum Yd} = 0.705$ محاسبه شده است، بنابراین، میل نهایی به مصرف، معادل $0.41 = (0.58)(0.705)$ به دست می‌آید.

به طور کلی، مطالعه تجربی ما روشن می‌کند که درآمد قابل تصرف، مهمترین متغیر توضیحی در تابع مصرف است. این نتیجه با روایت هال (Hall, 1978) از نظریه درآمد دائمی در تابع مصرف مغایرت دارد. برای تأیید تجربی تشخیص هال از تابع مصرف، لازم بود ضریب متغیر مصرف با وقفه زمانی مهمترین متغیر توضیحی در معادله با کمیتی نزدیک به واحد می‌بود. حق و دیگران (Haque et al., 1990) در برآورد خود از یک الگوی اقتصادسنجی برای گروهی از کشورهای در حال توسعه، ضریب متغیر درآمد قابل تصرف را معادل ۰/۳ برآورد کرده‌اند. براساس تشخیص خود از تابع مصرف حق و دیگران (Haque et al., 1990) برآورد می‌کنند که حدود ۳۰ درصد خانوارها در کشورهای مورد مطالعه آنها، در مصرف خود با محدودیت نقدینگی مواجه بوده‌اند. در برآورد تابع مصرف برای ایران با تشخیص مشابه تابع مصرف حق و دیگران ماضرب متغیر درآمد قابل تصرف را ۰/۶۰ به دست آوردیم.

۲-۷. سرمایه گذاری

متغیرهای توضیحی تابع سرمایه گذاری مدل اقتصادی، علاوه بر متغیرهای نرخ هزینه استقراض درآمد واقعی و ذخیره سرمایه، شامل سرمایه گذاری دولتی و اعتبارات بانکی به بخش خصوصی است. روش اتخاذ شده در این مطالعه، این امکان را فراهم آورد تا اثر نرخ بهره واقعی بر سطح سرمایه گذاری خصوصی را آزمون کنیم. براساس نتایج برآورد ما اثر این متغیر بر سرمایه گذاری خصوصی از لحاظ قدر مطلق قابل چشمپوشی بوده و از لحاظ آماری نیز در سطح ۵ درصد به طور معنی داری متفاوت از صفر نیست. کشش درآمدی تقاضا برای سرمایه گذاری نسبتاً بالا و در مطابقت با نظریه اقتصادی است. خالص ذخیره سرمایه کشور نیز تأثیر چشمگیری بر سطح سرمایه گذاری خصوصی نشان می دهد. نتایج برآورد مدل در جدول ۳ همچنین مشخص می کند که سرمایه گذاری دولتی تأثیر چشمگیری بر افزایش سرمایه گذاری خصوصی اعمال می کند. ۱۰ درصد افزایش سرمایه گذاری دولتی تقاضا برای سرمایه گذاری خصوصی را حدود ۴ درصد افزایش می دهد. در برآوردهای مختلف ما از توابع سرمایه گذاری خصوصی، شواهدی دال بر تأثیر معنی دار حجم اعتبارات بانکی در دوره جاری بر تقاضای سرمایه گذاری خصوصی به دست نیامد. در دوره مورد مطالعه، دولتها، به ویژه در وضعیت تورمی، محدودیتهایی بر اعطای اعتبارات بانکی بر بخش خصوصی اعمال می کرده اند تا با افزایش مخارج عمومی، فشارهای تورمی از کنترل خارج نشود. ارتباط بین مخارج عمومی و حجم اعتبارات اعطایی به بخش عمومی ممکن است تا حدی عدم تأثیر چشمگیر اعتبارات بانکی بر سرمایه گذاری خصوصی را توجیه کند.

۳-۷. تجارت خارجی

نتیجه آزمون اقتصادسنجی معادله های تقاضا (خارجی) برای صادرات و واردات مطابق پیش بینی نظریه اقتصادی است. رشد درآمد بین المللی اثر معنی داری بر سطح صادرات کشور نشان می دهد. ضریب کشش قیمتی صادرات مثبت و نسبتاً بالاست (۰/۹۴). این نتیجه، حاکی است که تقاضای بین المللی برای صادرات کشور بر حسب قیمت های نسبی باکشش است. طبق نظریه اقتصادی، به طور کلی، کشش قیمتی تقاضا برای کالاهای ضروری پایین است. به همین دلیل، ضریب کشش بالای صادرات کشور که در دوره مورد مطالعه بخش عمده آن رانفت تشکیل می داده، ممکن است با این واقعیت که نفت یک کالای ضروری در سطح بین المللی است، متناقض به نظر برسد. با این حال،

باید توجه کرد که نفت ایران در اقتصاد جهانی حجم کوچکی از تولید و تجارت بین‌المللی این ماده اولیه را تشکیل می‌دهد. کشور ما به رغم موقعیت مهم آن در جمع کشورهای صادرکننده نفت، به تنهایی نقش تعیین‌کننده‌ای در بازار جهانی نفت نداشته است. از آنجا که نفت خام کشورهای مختلف کم و بیش قابل جایگزینی است، می‌توان انتظار داشت که افزایش یا کاهش یکجانبه قیمت نفت از سوی هر یک از کشورهای صادرکننده نفت، تقاضا برای نفت آن کشور را در جهت مخالف تحت تأثیر قرار دهد. آزمونهای مختلف از تابع صادرات کشور ککش قیمتی تقاضا برای صادرات را نسبتاً بالا نشان می‌دهد. نتایج آزمون، همچنین این فرضیه را که صادرات کشور به طور معنی‌داری در سالهای جنگ از آن متأثر شده است، تأیید می‌کند.

برخلاف تابع صادرات آزمون تابع واردات این فرضیه را که واردات کشور به طور معنی‌داری تحت تأثیر نسبت قیمت‌ها قرار داشته است، تأیید نمی‌کند. این نتایج به خوبی بی‌ککش بودن واردات کشور در برابر تغییرات قیمت کالاهای وارداتی را نشان می‌دهد. از آنجا که در دوره مورد مطالعه، به طور متوسط، بیش از ۸۰ درصد واردات به کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای و مواد اولیه ضروری اختصاص داشته است، طبعاً تغییرات قیمت این کالاها به تنهایی نمی‌توانسته تغییر مهمی در تقاضای واردات ایران داشته باشد. متقابلاً ملاحظه می‌کنیم که ضریبهای متغیرهای درآمد کل و نیز شاخص کفایت ذخیره ارزی کشور برای واردات $\left(\frac{Fr_t - 1}{P_{t-1} \cdot Z_{t-1}}\right)$ به طور معنی‌داری در تغییرات حجم واردات اثر گذاشته است. ککش درآمدی تقاضا برای واردات کشور بالا بوده (حدود ۲) و نشان می‌دهد که افزایش ۱۰ درصد درآمد دوره جاری تقاضا برای واردات را بیش از ۲۰ درصد افزایش می‌دهد. در نهایت، ملاحظه می‌کنیم که تابع تقاضای واردات نیز به طور معنی‌داری تحت تأثیر دوران جنگ قرار داشته است. ضریب متغیر مجازی حدود ۰/۳۵- و در سطح ۵ درصد از لحاظ آماری معنی‌دار است.

نکته قابل توجه در بخش تجارت خارجی مدل اقتصادی آن است که به سبب بالا بودن ضریب ککش قیمتی صادرات به رغم بی‌ککش بودن تقاضای واردات در برابر تغییرات قیمتهای نسبی شرط مارشال-لرنر^۱ در بلندمدت (بیش از یک سال)، ولی نه در کوتاه مدت، در اقتصاد صادق است. همان‌طور که می‌دانیم براساس شرط مزبور، اگر مجموع ضریبهای ککش قیمتی واردات و

صادرات کشور (در حالت موازنه خالص حساب جاری تراز پرداختها) بزرگتر از واحد باشد، افزایش واقعی نرخ ارز می تواند به بهبود حساب جاری موازنه تراز پرداختها بینجامد. ضریبهای کسش قیمتی تقاضا برای واردات و صادرات در بلندمدت، به ترتیب، $\frac{\delta_1}{1-\delta_3} = \frac{-0/013}{1-0/58} = -0/03$ و $\frac{J_1}{1-J_3} = \frac{0/94}{0/36} = 2/6$ و $2/6$ سال به تدریج به افزایش صادرات و بهبود موازنه تراز پرداختها منجر شود.

۴-۷. عرضه کل

ضریبهای متغیرهای تابع عرضه کل از لحاظ آماری معنی دار بوده و علامت آنها مطابق پیش بینی نظریه اقتصادی است. متغیرهای توضیحی حدود ۹۸ درصد تغییرات عرضه کل را در دوره مورد مطالعه توضیح می دهند و تمام آزمونهای فروض کلاسیک در سطح ۵ درصد قابل قبول است. مطابق این نتایج، سرمایه گذاری دوره جاری مهمترین متغیر در تعیین ستانده کل است. از آنجاکه در دوره مورد مطالعه، سرمایه گذاری در کشور همراه با واردات کالاهای سرمایه ای از خارج بوده است، این نتیجه، بیانگر تأثیر تکنولوژی مستقر در کالاهای سرمایه ای جدید بر عرضه کل در کشور بوده است. توجه شود که در دوره ۱۳۳۸-۱۳۷۲، اقتصاد ایران از یک اقتصاد عمدتاً کشاورزی به یک اقتصاد نیمه صنعتی، که در آن بخشهای نفت و گاز و پتروشیمی و ماشین سازی و کالاهای مصرفی از اهمیت برخوردارند، تبدیل شده است. ذخیره سرمایه و نیز عامل کار هر دو در سطح عرضه کل به طور چشمگیری مؤثر بوده اند. از آنجاکه تابع تولید برآورد شده حالت تعدیل یافته تابع تولید کاب-داگلاس (۱۴) است، با استفاده از رابطه ضریبهای تابع برآورد شده و تابع تولید اولیه، ضریبهای تابع تولید اولیه، به شرح زیر، به دست می آید. $\theta_1 = 0/70$ و $\theta_0 = 0/28$ و $A = 9$ به بیان دیگر داریم:

$$Y_t = 9 \cdot K_t^{0/28} \cdot L_t^{0/70} \quad (45)$$

می بینیم که تابع تولید (تقریباً) شرایط بازدهی ثابت به مقیاس^۱ را نشان می دهد، زیرا $\theta_0 + \theta_1 = 0/98$ نزدیک به واحد است. آزمون آماری روشن می کند که در سطح ۵ درصد از لحاظ آماری نمی توان فرضیه بازدهی ثابت به مقیاس را در تابع عرضه کل (در دوره مورد مطالعه) رد کرد.

1. Constant Return to Scale

با توجه به نتیجه آزمون تجربی، ما شرط بازدهی ثابت به مقیاس را بر تابع تولید کل جایگزین
تحمیل کرده تابع عرضه کل را برحسب ستانده بر کارگر برآورد می‌کنیم:

$$\text{Log}\left(\frac{Y_t}{L_t}\right) = 1/34 + 0/64 \text{Log}\left(\frac{Y_{t-1}}{L_{t-1}}\right) - 0/8 \text{Log}\left(\frac{m_{t-1}}{m_t}\right) + 0/13 \text{Log}\left(\frac{Z_t}{K_t}\right) + 0/15 \text{Log}\left(\frac{K_t}{L_t}\right) \quad (46)$$

(t-ratios) (۳/۵) (۴/۷) (-۰/۴۶) (۳/۱) (۱/۲)

$$R^2 = 0/93 \text{ و } DW = 1/14 \text{ و } X_{sc}(1) = 6 \text{ و } X_{ff}(1) = 4/8 \text{ و } X_n(2) = 7/6 \text{ و } X_h(1) = 4$$

به رغم برآزش نسبتاً خوب معادله رگرسیون نتایج آماریهای DW و سایر فروض کلاسیک در
سطح ۵ درصد قابل قبول نیستند که این موضوع می‌تواند ناشی از تشخیص نادرست معادله
رگرسیون باشد. در برآورد دیگر متغیر $\text{Log}\left(\frac{m_{t-1}}{m_t}\right)$ را که ضریب آن به طور معنی داری متفاوت از
صفر نیست، از معادله رگرسیون حذف می‌کنیم. نتیجه آزمون فرضیه‌های ملحوظ شده در مدل
رگرسیون با تشخیص جدید، به شرح زیر است:

$$\text{Log}\left(\frac{Y_t}{L_t}\right) = 1/03 + 0/68 \text{Log}\left(\frac{Y_{t-1}}{L_{t-1}}\right) + 0/20 \text{Log}\left(\frac{K_t}{L_t}\right) + 0/148 \text{Log}\left(\frac{Z_{t-1}}{K_{t-1}}\right) \quad (47)$$

(t-ratios) (۳/۷۹) (۶/۱۳) (۲/۰۶) (۴/۷۳)

$$R^2 = 0/95 \text{ و } DW = 1/4 \text{ و } X_{sc}(1) = 3/4 \text{ و } X_{ff}(1) = 3/1 \text{ و } X_n(2) = 4/8 \text{ و } X_h(1) = 3/1$$

متغیرهای توضیحی تقریباً ۹۵ درصد تغییرات ستانده بر کارگر را توضیح می‌دهند. آماره DW
و سایر آزمونهای فروض کلاسیک در سطح ۵ درصد قابل قبول هستند. براساس این نتایج رشد
سرمایه سرانه به طور معنی داری تولید سرانه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. ۱۰ درصد افزایش سرمایه
سرانه حدود ۲ درصد تولید سرانه را افزایش می‌دهد. افزایش نسبت واردات به ذخیره سرمایه با
یک دوره وقفه بر ستانده سرانه تأثیر می‌گذارد. افزایش ده درصد نسبت واردات بر سرمایه پس از
یک دوره، ۱/۵ درصد ستانده سرانه را افزایش می‌دهد. در آزمونهای مختلف شواهد قابل قبولی
دایر بر تأثیر معنی دار افزایش عرضه پول بر سطح ستانده به دست نیامد. در مجموع، در مقایسه دو
تابع عرضه کل، تابع تولید نئو-کلاسیک تغییرات عرضه کل را در دوره مورد مطالعه بهتر توضیح
می‌دهد.

۵-۷. تقاضا برای پول و تحرک سرمایه مالی

بهترین نتیجه‌ای که برآورد تابع تقاضا برای پول (۳۲) به دست آمد، عبارت است از:

$$\text{Log} \left(\frac{M_t}{P_t} \right) = -0/86 + 0/16 \text{Log} Y_t + 0/52 \text{Log} \left(\frac{M_{t-1}}{P_{t-1}} \right) + 0/38 \text{Log} \left(\frac{M_t}{P_t} \right) \quad (48)$$

(t-ratios) (-۲/۳) (۲/۵) (۵/۲) (۳/۳)

$$R^2 = 0/996 \text{ و } DW = 1/75 \text{ و } X_{sc}(1) = 0/26 \text{ و } X_{ff}(1) = 1/09 \text{ و } X_n(2) = 1/9 \text{ و } X_h(1) = 0/02$$

براساس این نتایج، متغیرهای توضیحی معادله رگرسیون تقریباً تمام تغییرات حجم واقعی پول را در دوره مورد مطالعه توضیح می‌دهد. با توجه به روابط بین ضریبهای ساختاری مدل رگرسیون و معادله برآورد شده ضریبهای ساختاری معادله را می‌توان به ترتیب زیر تخمین زد:

$$\phi \lambda \beta_0 = -0/86 \quad (49)$$

$$\phi \lambda \beta_1 = -0/0016$$

$$\phi \lambda \beta_2 = 0/16$$

$$1 - \lambda = 0/52$$

$$1 - \phi = 0/38$$

براساس روابط فوق، $\phi = 0/62$ ، $\lambda = 0/48$ ، $\beta_0 = -2/9$ ، $\beta_1 = 0/005$ ، $\beta_2 = 0/53$ به دست می‌آید. این نتایج، برآوردی از تحرک سرمایه مالی در اقتصاد ایران به دست می‌دهد ($\phi = 0/62$). به سخن دیگر، روشن می‌شود که هر چند تحرک سرمایه در این دوره کامل نبوده است (حالتی که $\phi = 1$ می‌بود) ولی در هر حال، عوامل اقتصادی توانسته‌اند سرمایه مالی خود را به داخل یا خارج اقتصاد منتقل کنند. نتیجه $\lambda = 0/48$ نیز قابل توجه است. از آنجا که λ را باید عکس ثابت زمانی مورد نیاز برای تطبیق مجدد تعادل در بازار پولی پس از بروز عدم تعادل در عرضه و تقاضای بلندمدت پول محسوب کرد، به دست می‌آید که تقریباً دو سال فرصت لازم است تا عوامل اقتصادی حجم پول موجود را با تقاضای بلندمدت پول تطبیق دهند. همچنین برآوردی از اثر نرخ بهره تعادلی بر تقاضای واقعی برای پول به دست می‌آید. هر چند علامت ضریب این متغیر مطابق با نظریه اقتصادی و منفی است، ولی قدر مطلق آن کاملاً کوچک و از لحاظ آماری و (در سطح ۵ درصد) به طور معنی داری متفاوت از صفر نیست. با توجه به بی‌تأثیر بودن نرخ بهره در تقاضا برای

پول به عنوان متغیر هزینه فرصت نگهداری پول، ما یک تابع تقاضا برای پول جایگزین را که در آن نرخ مورد انتظار تورم به جای نرخ بهره به عنوان متغیر هزینه فرصت از دست رفته ناشی از نگهداری پول در نظر گرفته می شود، برآورد می کنیم. نتیجه تخمین معادله رگرسیون حاکی از عدم تأثیر معنی دار نرخ تورم مورد انتظار به تقاضای واقعی پول است. با جایگزینی نرخ تورم به جای نرخ تورم مورد انتظار در معادله رگرسیون، نتایج زیر به دست می آید:

$$\text{Log} \left(\frac{M_t}{P_t} \right) = -1/3 + 0/005 (i_t^* + \frac{Ee_{t+1} - e_t}{e_t}) + 0/24 \text{Log } Y_t - 0/82 \text{Log} \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \quad (50)$$

$$+ 0/9 \text{Log} \left(\frac{M_{t-1}}{P_{t-1}} \right)$$

$$(t\text{-ratios}) \quad (-4/1) \quad (1/0) \quad (4/4) \quad (-3/7) \quad (26/9)$$

$$R^2 = 0/996 \text{ و } DW = 1/75 \text{ و } X_{sc}(1) = 0/42 \text{ و } X_{ff}(1) = 0/89 \text{ و } X_n(2) = 2/4 \text{ و } X_h(1) = 2/3$$

شاخص R^2 و سایر آماریه‌ها که همه در سطح ۵ درصد قابل قبول هستند، نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی معادله به خوبی تغییرات حجم واقعی پول را در دوره مورد مطالعه توضیح می‌دهند. ضریب متغیر نرخ تورم منفی و از لحاظ آماری در سطح ۵ درصد قابل قبول است. براساس این نتیجه نمی‌توان این فرضیه را که نرخ تورم به عنوان متغیر فرصت نگهداری پول تأثیر منفی بر تقاضا برای پول داشته است، رد کرد. مقایسه این نتایج با نتایج معادله رگرسیون قبل روشن می‌کند که در ایران و در دوره مورد مطالعه، نرخ تورم، و نه نرخ بهره، به عنوان متغیر هزینه فرصت از دست رفته ناشی از نگهداری پول شناخته می‌شده است. از رابطه (۵۰) به دست می‌آید که کشش درآمدی تقاضا برای پول در این دوره در کوتاه مدت حدود ۰/۲۴ و در بلندمدت $\frac{24}{1-0/9} = 2/4$ بوده است. کشش بلندمدت تقاضا برای پول بزرگتر از واحد در اکثر مطالعات تجربی از تابع تقاضا برای پول در کشورهای در حال توسعه به دست آمده است (مثلاً نگاه کنید به: Haque et al., 1990; 1993). توجیه نظری بزرگتر بودن کشش درآمدی تقاضا برای پول در جوامعی با درآمد پایین تر نسبت به جوامع توسعه یافته، از جمله در کتاب گودهارت (Goodhart, 1989) بحث شده است.

۸. خلاصه و نتیجه گیری

در این مقاله، کوشیدیم تا ویژگیهای عمده تحولات اقتصادی ایران در دوره ۱۳۳۸-۱۳۷۲ را با

استفاده از یک مدل اقتصادسنجی تحلیل کنیم. الگوی اقتصادسنجی که برای این منظور طرح و برآورد شد، مشخصات مدل‌های متعارف اقتصاد کلان را داشته و معادله‌های رفتاری آن عموماً در چارچوب نظریه‌های شناخته شده اقتصادی قرار می‌گرفت. فرض شد که عوامل اقتصادی انتظارات خود از سطح عمومی قیمت‌ها را با توجه به تمام اطلاعات موجود، و از جمله، ساختار مدل اقتصادی تشکیل داده، و بنابراین، نمی‌توانند به طور منظم در انتظارات خود از سطح عمومی قیمت‌ها در دوره آتی خطا کنند. نحوه فرموله کردن مدل همچنین این امکان را داد که برآوردی از درجه تحرک مؤثر سرمایه مالی بخش خصوصی را در دوره مورد مطالعه به دست آوریم.

آزمون‌های آماری نشان می‌دهد که این مدل را می‌توان چارچوب مناسبی برای تحلیل اقتصاد کلان ایران دانست. ضریب‌های برآورد شده مدل که در جدول ۳ داده شده است، عموماً با نظریه اقتصادی و تجربه مطالعات اقتصادسنجی از کشورهای در حال توسعه از نظر علامت و قدر مطلق سازگار هستند. این یافته که شرط مارشال-لرنر در الگوی اقتصادی در بلندمدت (زمان بیش از یک سال) صادق است، نشان می‌دهد که اصلاح نرخ برابری ارز در میان مدت می‌تواند به تدریج با افزایش صادرات غیرنفتی موازنه تراز پرداخت‌ها را بهبود دهد. هر چند که در آینده نزدیک واردات عمدتاً تابعی از درآمد واقعی و ذخیره ارزی کشور و نه نسبت قیمت‌ها (نرخ واقعی ارز) خواهد بود. مطالعه ما از اقتصاد ایران همچنین نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری خصوصی علاوه بر درآمد واقعی و ذخیره سرمایه، تابعی از سرمایه‌گذاری بخش عمومی بوده است. برآورد ما حاکی از آن است که ۱۰ درصد افزایش سرمایه‌گذاری عمومی به طور متوسط ۴ درصد سرمایه‌گذاری خصوصی را افزایش می‌دهد. برآورد تابع عرضه کل نیز نشان داد که ستانده کل تحت تأثیر افزایش نیروی کار و سرمایه، و به ویژه، سرمایه‌گذاری دوره جاری که انعکاسی از ورود تکنولوژی جدید در عرصه تولیدات نظام اقتصادی است، افزایش می‌یابد. این نکته در مورد تابع عرضه کل قابل توجه است که شرایط بازدهی ثابت به مقیاس در دوره مورد مطالعه در اقتصاد ایران وجود داشته است. در نهایت، برآورد تابع مصرف خاطر نشان می‌کند که بخش قابل توجهی از خانوارها در مصرف خود با محدودیت نقدینگی مواجه هستند. برآورد تابع مصرف همچنین حدود میلی نهایی به مصرف و کاهش درآمدی مصرف را در بلندمدت و کوتاه مدت به دست داد.

منابع

- Agenor, P.R. (1990) "*Stabilisation Policies in Developing Countries with a Parallel Market for Foreign Exchange*" IMF Staff Papers, Vol. 37. pp. 566-592.
- Aghevli, B.; M. Khah, P.R.Narvenkar, and B.Short (1979) "*Monetary Policy in Selected Asian Countries*" IMF Staff Paper. Vol. 26, pp. 775-824.
- Amuzegar, S. (1993) "*Iranian Economy Under Islamic Republic*" I.B. Tauris & Co. Ltd.
- Arize. A. C. (1994) "A re-examination of the Demand for Money in Small Developing Economies" *Applied Economics*, Vol. 44.
- Behdad, S. (1986) "Foreign Exchange Gap, Structural Constraints and the Political Economy of Exchange Rate Determination in Iran" *Journal of Middle East*, Vol. 20, pp. 1-21.
- Behrman, J.R. (1977) "Macroeconomic Policy in a Developing Country: The Chilean Experience" North-Holland Amsterdam.
- Chhibber, A.; M. Dailami and N. Shafik (1992) "*Private Investment in Developing Countries, Empirical Studies and Policy Lessons*" North Holland.
- Corckett. A. D; and D.J. Evans, (1978) "*Demand for Money in Middle Eastern Countries*" IMF Staff, pp. 543-72.
- Davidson, J. (1987) "Disequilibrium Money: Some Further Results with a Monetary Model of the UK. in C. Goodhart (ed), *The Operation and Regulation of Financial Market*. London Mac Millan.
- Edwards, S. and M. Khan (1985) "*Interest Rate Determination in Developing Countries*" IMF Staff Papers, Vol.22, pp. 377-403.
- Evans, J.L. (1983) "The Dynamic Behaviour of Alternative Price Adjustment Mechanism" *The Manchester School Journal*, Vol. 51, pp. 33-44.
- Gioviani, A. (1985) "Saving and Real Interest Rate in LDC's" *Journal of Development Economics*, Vol. 18, pp. 197-217.

- Goodhart, C.A.E. (1989) *"Money, Information and Uncertainty"* Mac Millan Education Ltd.
- Hall, R. (1978) "Stochastic Implication of Life-Cycle Permanent Income Hypothesis : Theory and Evidence" *Journal of Political Economy*, Vol. 86, pp. 971-987
- Haque, N. (1988) *"Fiscal Policy and Private Saving Behaviour in Developing Countries"* IMF Staff Paper, Vol. 35, pp. 405-15.
- Haque, N.K. Lahiri, and P. Montiel (1990) *"A Macroeconomic Model for Developing Countries"* IMF Staff Papers, Vol. 37, pp. 537-559.
- Haque, N.K.Lahiri, and P.Montiel (1993) "Estimation of a Macroeconomic Model with Rational Expectation and Capital Control for Developing Countries" *Journal of Developments*, Vol. 42, pp. 337-350.
- Hemphil W.L.(1974) *"The Effects of Foreign Exchange Receipts on Imports of LDC's"* IMF Staff Paper Vol. 21, pp. 637-677.
- Honohan, P. (1994) "Inflation and Demand for Money in Developing Countries" *World Development* Vol.22 pp. 215-225.
- Karshenas, M. (1990) *"Oil, State and Industrialisation in Iran"* Cambridge University Press".
- Kiani, H.K. (1992) "The Estimation of Aggregate Consumption Function in Iran" *Eghtesad, Journal of Faculty of Economics & Political Science*, Vol. 1, pp. 5-28, Tehran, Iran.
- Khan, M. and M.Khight (1990) *"Stabilisation Programme in Developing Countries With Parallel Market for Foreign Exchange"* IMF Staff, Vol. 37 pp. 360-94.
- Laidler, D. and B. Bently (1983) "A Small Macro-Model of Post-War United States" *Manchester School Journal*, Vol. 51 pp. 317-340.
- Laidler, D. (1993) *"The Demand for Money: Theories Evidence and Problems"* (4ed) Harper Collins College Publisher, London.

- Maddala, G.S. (1992) *"Introduction to Econometrics"* MacMillan Publisher Company, New York.
- Makin, J.H. (1982) *"Effects of Inflation Control Programme on Expected Real Interest Rate"* TMF Staff Paper, Vol. 29, pp. 204-232.
- Mundell, R. (1963) *"Inflation and Real Interest"* *Journal of Political Economy*, Vol. 71 pp. 280-87.
- Pesaran, M.H. (1992) *"The Iranian Foreign Exchange Policy and the Black Market for Dollars"* *Journal of the Middle East Studies*, Vol. 24, pp. 101-126.
- Rossi, N (1988) *"Government Spending, the Real Interest Rate and the Behaviour of Liquidity Constrained Consumer in Developing Countries"* IMF Staff Papers Vol. 33.
- Van Wijnbergen (1983) *"Credit Policy, Inflation and Growth in a Financial Repressed Economy"* *Journal of Development Economics*, Vol. 13 pp. 45-65.
- Villagomez, F.A. (1994) *"Aggregate Consumption, Interest Rate and Inflation in LDC's: An Error Correction Model"* *Journal of Development Studies*, Vol. 31, pp. 157-178.
- Wickens, M, R. (1982) *"The Efficient Estimation of Econometric Models with Rational Expectations"* *Review of Economics and Statistics*, Vol.49, pp. 55-63.