مجله برنامه و بودجه، شمارهٔ ۱۸، ص. ۳-۳۸.

تحلیل سیاست اقتصادی در یک الگوی اقتصادسنجی برای ایران

نویسنده: دکتر مهدی عسلی*

چکیده

در این مقاله، تأثیر سیاست اقتصادی بر متغیرهای مهم اقتصادی را با استفاده از یک الگوی اقتصادسنجی کلان برای ایران بررسی کرده‌ایم. کوشیده‌ایم تا الگوی اقتصادی، تا حد امکان، وضعیت عمومی کشورهای در حال توسعه را منعکس سازد تا امکان مقایسه نتایج حاصل از این مطالعه با بررسیهای تجربی از سایر اقتصادهای در حال توسعه وجود داشته و تعمیم یافته‌های این پژوهش میسر باشد. تحولات اقتصادی ایران با توجه به نقش مهمی که کشور ما در خاورمیانه ایفا می‌کند، جایگاه آن در منطقه به عنوان یکی از بنیانگذاران سازمان همکاریهای اقتصادی (اکو) و نیز از اعضای اصلی سازمان کشورهای صادرکننده نفت (اوپک) از دیدگاههای مختلف قابل توجه است. بنابراین، مطالعه رفتار مصرف، سرمایه‌گذاری، تولید، تقاضا برای واردات، تعادل در بازار پول و تأثیر سیاستهای پولی و مالی بر متغیرهای مهم اقتصادی در ایران، نه تنها در چارچوب اقتصاد ملی، بلکه در سطح منطقه‌ای و بین‌المللی نیز اهمیت دارد. در این مقاله، ضمن برآورد مجموعه‌ای از پارامترهای اقتصاد کلان که اهمیت آنها در تحلیل و توصیه سیاستهای اقتصادی انکارناپذیر است، از الگوی اقتصادسنجی برآورد شده برای تحلیل تأثیر سیاست اقتصادی در وضعیت تعادل کوتاه‌مدت در یک چارچوب ایستای مقایسه‌ای استفاده کرده‌ایم. اثر نسبی ابزار سیاست اقتصادی بر متغیرهای هدف در نظام اقتصادی نیز از طریق مقایسه ضریبهای کشش به هم فزاینده ابزار سیاست پولی و مالی مورد مقایسه قرار گرفته است.

* مدیرکل دفتر اقتصاد کلان سازمان برنامه و بودجه

۱. مقدمه

در این مقاله، یک الگوی اقتصادسنجی کلان طرح و برآورد شده است تا در یک چارچوب نظری متناسب با اقتصادهای در حال توسعه مجراهای تأثیرگذاری سیاست اقتصادی بر بخشهای مختلف نظام اقتصادی و پارامترهای تنظیم‌کننده این اثرها را مورد بررسی قرار دهد. الگوی اقتصاد کلان که در این مقاله از آن برای تحلیل اقتصادی استفاده شده است، حالت تعدیل شده و پویای مدل شناخته شده ماندل - فلمینگ با قیمتهای انعطاف‌پذیر است. تعدیل مدل اقتصادی اجازه می‌دهد تا مشخصات اصلی اقتصادهای در حال توسعه در الگوی اقتصادی گنجانده شود.

پس از برآورد ضریبهای معادله‌های رفتاری مدل، با فرض سطح قیمت و نرخ ارز مورد انتظار برای دوره آینده وضعیت تعادل کوتاه‌مدت مدل اقتصادی را از طریق استخراج منحنیهای IS-LM-BP مورد بحث قرار می‌دهیم. شیب نسبی منحنیهای یادشده تأثیر سیاست پولی در مقایسه با سیاست مالی و نیز نرخ ارز را نشان می‌دهد. در بخش بعدی نیز با به دست آوردن ضریبهای افزایش سیاست پولی و مالی و نرخ ارز، میزان تغییرات متغیرهای هدف الگوی اقتصادی در اثر تغییر معینی در هر یک از متغیرهای بیرونی محاسبه شده است.

۲. الگوی اقتصاد کلان

الگوی اقتصادی مورد بحث در این مقاله، شامل ۷ معادله رفتاری و ۲۳ اتحاد حسابداری است. تشخیص تابع مصرف متعارف است و فرض می‌کند که نرخ واقعی هزینه استقراض، درآمد قابل تصرف و مصرف واقعی دوره قبل بر مصرف دورهٔ جاری اثر می‌گذارد. با توجه به اهمیت سرمایه گذاری بخش عمومی و نیز حجم اعتبارات بانکی در تشکیل سرمایه بخش خصوصی، علاوه بر نرخ واقعی هزینه استقراض، درآمد واقعی و خالص انباشت سرمایه، این دو متغیر نیز در تابع سرمایه گذاری خصوصی گنجانده شده است. کاربرد روشهای اقتصادسنجی می تواند این فرضیه‌ها را که سرمایه گذاری دولتی و حجم اعتبارات بانکی سرمایه گذاری خصوصی را به طور معنی‌داری متأثر می‌کند، بیازماید. فرض شده است که یک کالای نوعی در نظام اقتصادی تولید می‌شود که می تواند در داخل مصرف شده یا به خارج صادر شود. همچنین یک کالای وارداتی وجود دارد. قیمت کالای وارداتی در بازار بین‌المللی برای واردکنندگان داخلی داده‌شده فرض می‌شود، در حالی که برای کالای صادراتی درجه‌ای از انحصار در نظرگرفته شده است. با توجه به اینکه حجم

واردات در کشورهای در حال توسعه، علاوه بر درآمد و نسبت قیمتهای داخلی به قیمتهای خارجی، می‌تواند تحت تأثیر ذخایر ارزی کشور نیز باشد، شاخصی از در دسترس بودن ارز (نسبت ذخایر ارزی به ارزش واردات با یک دوره زمانی) نیز در تابع واردات وارد شده است. تابع عرضه کل یک تابع نئوکلاسیک است و فرض می‌کند که ستانده کل در هر دوره تابعی از عوامل کار و سرمایه (با یک دوره وقفه) و سرمایه گذاری در دوره جاری است.

در بخش مالی مدل، برخی از ویژگیهای اصلی اقتصادهای در حال توسعه منظور شده است. این ویژگیها، شامل نبود بازار توسعه یافته اوراق قرضه، وجود کنترل رسمی بر تحرک سرمایه، و تعیین نرخ سود رسمی برای داراییها و تعهدات نظام بانکی است. به همین دلیل، در الگوی اقتصادسنجی نرخ بهره تعادلی در بازار پولی به صورت میانگین موزون از ترکیب خطی نرخ بهره سایه (که در حالت نبود تحرک سرمایه در نظام اقتصادی وجود دارد) و نرخ بهره بین‌المللی در نظر گرفته شده است. تعیین نرخ بهره تعادلی در الگوی اقتصادی به صورت میانگینی از نرخ بهره سایه و نرخ بهره بین‌المللی اجازه می‌دهد تا درجه باز بودن اقتصاد بر بازار سرمایه بین‌المللی نیز برآورد شود. این موضوع همچنین تعیین حساسیت رفتار مصرفی و سرمایه گذاری نسبت به نرخ واقعی هزینه استقراض را در نظام اقتصادی امکانپذیر می‌کند (نگاه کنید به: ادواردز و خان، ۱۹۸۴؛ حق و دیگران، ۱۹۹۰، ۱۹۹۳).

معادله‌های مدل اقتصادی و تعریف متغیرهای آن در جدولهای زیر داده شده است.

جدول ۱. معادله‌های ساختاری الگوی اقتصاد کلان

$$(1)\ldots Ad_t = C_t + Pi_t + G_t + X_t - (e_t.P_t^* / P_t)Z_t$$

$$(2)\ldots Da_t = Pi_t + C_t + G_t$$

$$(3)\ldots \log C_t = \alpha_0 + \alpha_1 r_t + \alpha_2 \log C_{t-1} + \alpha_3 \log Yd_t + \alpha_4 \log Yd_{t-1}$$

$$(4)\ldots Yd_t = Y_t + (i_t^*.e_t.Fp_{t-1}) / P_t - (i_t.Dcp_{t-1}) / P_t - Dtax_t$$

$$(5)\ldots \log Pi_t = \kappa_0 + \kappa_1 r_t + \kappa_2 \log Y_t + \kappa_3 \log K_{t-1} + \kappa_4 \log Gi_t + \kappa_5 \log(Dcp_t / P_t)$$

$$(6)\ldots Ti_t = Gi_t + Pi_t$$

$$(7)\ldots \log X_t = \tau_0 + \tau_1 \log(e_t.P_t^* / P_t) + \tau_2 \log Y_t^* + \tau_3 \log X_{t-1}$$

$$(8)\ldots \log(P_t^*.e_t./P_t)Z_t = \delta_0 + \delta_1 \log(e_t.P_t^* / P_t) + \delta_2 \log Y_t + \delta_3 \log(Fr_{t-1} / P_{t-1}^*.Z_{t-1}) + \delta_4 \log(P_{t-1}^*.e_{t-1} / P_{t-1})Z_{t-1}$$

$$(9)\ldots \log Y_t = A' + \theta'_0 \log K'_{t-1} + \theta_1 \log L_t + \theta'_2 \log Ti_t$$

$$(10)\ldots G_t = Gc_t + Gi_t$$

ادامه جدول ۱.

$$(11.1)\ldots T_t = (Dtax_t + Indtax_t) + Oilr_t$$

$$(11.2)\ldots Dtax_t = Dtax0 + dtaxr.(Y_t)$$

$$(11.3)\ldots Indtax_t = Indtax0 + indtaxr.(Y_t)$$

$$(12)\ldots Nft_t = (Ca_t + P_t.Da_t) - P_t.Y_t$$

$$(13)\ldots Ca_t = P_t.X_t - e_t.P_t^*.Z_t + e_t.Fae_t$$

$$(14)\ldots Fae_t = i_t^*.(Fr_{t-1} + Fp_{t-1} + Fg_{t-1})$$

$$(15)\ldots Bop_t = (1/e_t)Ca_t - (\Delta Fp_t + \Delta Fg_t)$$

$$(16)\ldots Fr_t = Fr_{t-1} + Bop_t$$

$$(17.1)\ldots Fp_t = Fp_{t-1} + \Delta Fp_t$$

$$(17.2)\ldots \Delta Fp_t = (1/e_t)[P_t.(Yd_t - C_t - Pi_t) - (\Delta M_t - \Delta Dcp_t)]$$

$$(18.1)\ldots Fg_t = Fg_{t-1} + \Delta Fg_t$$

$$(19)\ldots M_t = M_{t-1} + e_t Bop_t + \Delta Dcg_t + \Delta Dcp_t$$

$$(20)\ldots Dc_t = Dc_{t-1} + \Delta Dcg_t + \Delta Dcp_t$$

$$(21)\ldots Dcg_t = Dcg_{t-1} + \Delta Dcg_t$$

$$(22)\ldots Dcp_t = Dcp_{t-1} + \Delta Dcp_t$$

$$(23)\ldots \log(\frac{M_t}{P_t}) = \lambda\beta_0 + \lambda\beta_1 i_t + \lambda\beta_2 \log Y_t + (1-\lambda)\log(\frac{M_{t-1}}{P_{t-1}})$$

$$(24)\ldots \log\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{ld} = \beta_0 + \beta_1 i_t + \beta_2 \log Y_t$$

$$(25.1)\ldots \Delta\log\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = \lambda\left[\log\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{ld} - \log\left(\frac{M_{t-1}}{P_{t-1}}\right)\right]$$

$$(25.2)\ldots Emb_t = \log\left(\frac{M_t}{P_t}\right) - \log\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{ld}$$

$$(26)\ldots \tilde{M}_t = M_t + e_t.\Delta Fp_t$$

$$(27)\ldots r_t = i_t - (\frac{EP_{t+1} - P_t}{P_t})$$

$$(28)\ldots \tilde{i}_t = -\frac{\beta_0}{\beta_1} - \frac{\beta_2}{\beta_1}\log Y_t - \frac{(1-\lambda)}{\lambda\beta_1}\log(\frac{\tilde{M}_{t-1}}{P_{t-1}}) + \frac{1}{\lambda\beta_1}\log(\frac{\tilde{M}_t}{P_t})$$

$$(29)\ldots i_t = \phi(i_t^* + \frac{Ee_{t+1} - e_t}{e_t}) + (1-\phi)\tilde{i}_t$$

$$(30)\ldots EP_{t+1} = P_{t+1} + u_{t+1}$$

جدول ۲. متغیرهای درونی الگوی اقتصادی

Ad = تقاضای کل واقعی

Da = جذب داخلی به قیمت ثابت

C = مصرف خصوصی به قیمت ثابت

Yd = درآمد قابل تصرف خصوصی به قیمت ثابت

Pi = سرمایه گذاری خصوصی به قیمت ثابت

Ti = سرمایه گذاری کل به قیمت ثابت

X = صادرات به قیمت ثابت

Z = واردات به قیمت ثابت

Y = تولید کل به قیمت ثابت

G = کل مخارج دولت به قیمت ثابت

T = کل درآمد دولتی به قیمت ثابت

Dtax = درآمد مالیات مستقیم به قیمت ثابت

Indtax = درآمد مالیات غیرمستقیم به قیمت ثابت

Nft = خالص درآمد عوامل از خارج به قیمت جاری

Ca = حساب جاری موازنه تراز پرداختها به قیمت جاری

Fae = عایدی داراییهای خارجی نظام اقتصادی به قیمت جاری بر حسب دلار آمریکا

Bop = موازنه ترازپرداختها به قیمت جاری برحسب دلار آمریکا

Fr = ذخایر ارزی بانک مرکزی برحسب دلار آمریکا

Fp = داراییهای خارجی بخش خصوصی برحسب دلار آمریکا

Fg = داراییهای خارجی بخش عمومی برحسب دلار آمریکا

M = عرضه پول (تعریف گسترده M2 = پول + شبه پول)

Dc = کل اعتبارات نظام بانکی به قیمتهای جاری

Dcg = حجم اعتبارات بانکی به بخش عمومی به قیمت جاری

Dcp = حجم اعتبارات بانکی به بخش خصوصی به قیمت جاری

(M/P) = حجم واقعی پول، وضعیت تعادل در بازار پولی

ادامه جدول ۲

$(M/P)^{id}$ = تقاضای واقعی برای پول در بلندمدت

Emb = موازنه مازاد عرضه پول در کوتاه‌مدت

M = عرضه پول سایه (حجم پول در عدم تحرک سرمایه)

r = نرخ واقعی هزینه استقراض

i = نرخ اسمی هزینه استقراض سایه (نرخ بهره اسمی در عدم تحرک سرمایه)

i = نرخ بهره اسمی تعادلی

EP_{t+1} = سطح قیمت مورد انتظار برای دوره آینده در دوره جاری

جدول ۳. متغیرهای برون‌زا در الگوی اقتصادی

Gc = مخارج مصرفی دولت به قیمت ثابت

Gi = مخارج سرمایه گذاری دولت به قیمت ثابت

dtaxr = نرخ مالیات مستقیم

indtaxr = نرخ مالیات غیرمستقیم

Oilr = درآمد نفت به قیمت ثابت

ΔFg = خالص تغییرات داراییهای خارجی دولت برحسب دلار آمریکا

ΔDcg = خالص تغییرات اعتبارات بانکی به بخش عمومی

ΔDcp = خالص تغییرات اعتبارات بانکی به بخش خصوصی

e = نرخ ارز تعیین شده توسط مقامات پولی

Y^* = درآمد واقعی کشورهای او.ای.سی.دی (به قیمتهای ثابت سال ۱۹۸۵)

P^* = شاخص قیمت بین‌المللی

i^* = نرخ بهره بازار پولی بین‌المللی (سه ماهه بازار لندن)

i_b = نرخ سود بانکی تعیین شده توسط مقامات پولی

L = نیروی کار شاغل

از بین معادله‌های ساختاری جدول ۱، لازم است تنها معادله‌های رفتاری الگوی اقتصادسنجی را برآورد کنیم. این معادله‌ها، عبارتند از تابع مصرف خصوصی (۳)، تابع سرمایه‌گذاری خصوصی (۵)، تابع تقاضا (خارجی) برای صادرات (۷)، تابع تقاضا برای واردات (۸)، تابع عرضه کل (۹) و تابع تقاضا برای پول (۲۳).

۳. روش برآورد الگوی اقتصادسنجی

برای آنکه بتوان معادله‌های رفتاری مدل را برآورد کرد، لازم است که دو مسئله را مورد توجه قرار دهیم: اول متغیرهای مشاهده نشده و دوم انتظارات.

۳-۱. متغیرهای مشاهده نشده

داده‌های آماری سری زمانی قابل اعتمادی برای نرخ بهره تعادلی (i)، و در نتیجه، نرخ واقعی هزینه استقراض (r) در اکثر کشورهای در حال توسعه وجود ندارد. یک تقریب قابل قبول برای نرخ بهره تعادلی، نرخ بهره اسمی در بازار غیررسمی پول در این کشورهاست. معمولاً آمار سری زمانی برای چنان نرخ بهره‌ای گزارش نمی‌شود. در کشور ما، همانند بیشتر کشورهای در حال توسعه، نرخهای بهره اعلام شده توسط نظام بانکی (نرخ بهره تنزیل مجدد، برای سالهای پیش از انقلاب، و نرخ سود بانکی سپرده‌های سرمایه‌گذاری برای سالهای ۱۳۶۳ به بعد، که نظام بانکداری بدون ربا استقرار داشته است) نمی‌توانند به عنوان نرخ بهره تعادلی در نظر گرفته شوند. این نرخهای بهره رسمی معمولاً به رغم نرخهای تورم بالا در اقتصاد سالهای متمادی ثابت نگه داشته شده، و در نتیجه، هزینه نهایی استقراض را در نظام اقتصادی نشان نمی‌دهند. بنابراین، معادله‌های رفتاری تابع مصرف (۳)، تابع سرمایه‌گذاری (۵) و تقاضا برای پول (۲۳) را به صورتی که در جدول ۱ آمده‌اند نمی‌توان برآورد کرد. برای حذف (r_t) و (i_t) از این معادله‌ها از طریق جایگزینی رابطه (۲۹) در تابع تقاضا برای پول (۲۳) و نیز جایگزینی برای (i_t) در رابطه (۲۷) و سپس از رابطه به دست آمده برای (r_t) در معادله‌های مصرف (۳) و سرمایه‌گذاری خصوصی (۵) این دو متغیر را از توابع مزبور حذف می‌کنیم. معادله‌های رفتاری مدل اقتصاد کلان به شکل زیر در می‌آید.

جدول ۴. شکل برآورد شده معادله‌های رفتاری مدل

(revised) consumption function

$$(3')\ldots \log C_t = \alpha_{01} + \alpha_{11}\left(i_t^* + \frac{Ee_{t+1} - e_t}{e_t}\right) + \alpha_{12}\log Y_t + \alpha_{13}\log\frac{\tilde{M}_{t-1}}{P_{t-1}} + \alpha_{14}\log\frac{\tilde{M}_t}{P_t}$$
$$- \alpha_1\left(\frac{EP_{t-1} - P_t}{P_t}\right) + \alpha_2\log C_{t-1} + \alpha_3\log Yd_t + \alpha_4\log Yd_{t-1}$$

where

$$\alpha_{01} = \alpha_0 + \alpha_1(\phi - 1)\frac{\beta_0}{\beta_1}\ ; \qquad \alpha_{11} = \alpha_1\phi\ ; \qquad \alpha_{12} = \alpha_1(\phi - 1)\frac{\beta_2}{\beta_1}$$

$$\alpha_{13} = \alpha_1(1 - \lambda)\frac{(\phi - 1)}{\beta_1\lambda}\ ; \qquad \alpha_{14} = \frac{\alpha_1(1 - \phi)}{\beta_1\lambda}$$

(revised) private investment

$$(5')\ldots \log Pi_t = \kappa_{01} + \kappa_{11}\left(i_t^* + \frac{Ee_{t-1} - e_t}{e_t}\right) + \kappa_{12}\log Y_t + \kappa_{13}\log\frac{\tilde{M}_{t-1}}{P_{t-1}} + \kappa_{14}\log\frac{\tilde{M}_t}{P_t}$$
$$- \kappa_1\left(\frac{Ep_{t-1} - P_t}{P_t}\right) + \kappa_3\log K_{t-1} + \kappa_4\log Gi_t + \kappa_5\log\frac{Dcp_t}{P_t}$$

$$\kappa_{01} = \kappa_0 + \kappa_1(\phi - 1)\frac{\beta_0}{\beta_1}\ ; \qquad \kappa_{11} = \kappa_1\phi\ ; \qquad \kappa_{12} = \kappa_1(\phi - 1)\frac{\beta_2}{\beta_1} + \kappa_2$$

$$\kappa_{13} = \kappa_1\frac{(1 - \lambda)(1 - \phi)}{\beta_1\lambda}\ ; \qquad \kappa_{14} = \kappa_1\frac{(1 - \phi)}{\beta_1\lambda}$$

Export (foreign) demand

$$(7)\ldots \log X_t = \tau_0 + \tau_1\log\left(\frac{e_t.P_t^*}{P_t}\right) + \tau_2\log Y_t^* + \tau_3\log X_{t-1}$$

Import demand

$$(8)\ldots \log\left(\frac{e_t.P^*_t}{P_t}\right)Z_t = \delta_0 + \delta_1\log\left(\frac{e_t.P^*_t}{P_t}\right) + \delta_2\log Y_t + \delta_3\log\left(\frac{Fr_{t-1}}{P^*_{t-1}.Z_{t-1}}\right)$$
$$+ \delta_4\log\left(\frac{e_{t-1}.P^*_{t-1}}{P_{t-1}}\right)Z_{t-1}$$

ادامه جدول ۴

(Modified) aggregate production function

$$(9)\ldots LogY_t = A' + \theta_0' \log K_{t-1}' + \theta_1 \log L + \theta_2' \log Ti_t$$

where

$$\log K_{t-1}' = \log 2 + \frac{1}{2}\log \sum_{i=1}^{t-(1-1)} (1-\rho)^{i-1} . T_{it-(i-1)} + \frac{t-1}{2}(1-\rho) + \frac{1}{2}\log K_0$$

$$\theta_0' = \frac{\theta_0}{2}$$

$$\theta_2' = \frac{\theta_0 \theta_2}{2}$$

(revised) demand for money function

$$(23')\ldots \log\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = \Omega_0 + \Omega_1\left(i_t^* + \frac{Ee_{t+1} - e_t}{e_t}\right) + \Omega_2 \log Y_t + \Omega_3 \log \frac{\tilde{M}_{t-1}}{P_{t-1}}$$

$$+ (1-\lambda)\log \frac{M_{t-1}}{P_{t-1}} + (1-\phi)\log \frac{\tilde{M}_t}{P_t}$$

where

$$\Omega_0 = \lambda\phi\beta_0 ; \qquad \Omega_1 = \lambda\phi\beta_1 \qquad \Omega_2 = \lambda\phi\beta_2$$

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

۳-۲. انتظارات

دومین موضوعی که لازم است پیش از برآورد مدل به آن بپردازیم، فرایند تشکیل انتظارات در الگوی اقتصادی است. فرض منطقی بودن عوامل آینده‌نگر ایجاب می‌کند که در تشکیل انتظاراتشان از قیمتها از تمام اطلاعات موجود استفاده کنند، بنابراین، پیش‌بینی عوامل اقتصادی نمی‌تواند به طور منظم اشتباه باشد. به عبارت دیگر:

$$(31)\ldots P_{t+1} = EP_{t+1} + \mu_{t+1}$$

یا

$$(31')\ldots P_{t+1} - EP_{t+1} = \mu_{t+1}$$

که در آن، عبارت μ_{t+1} بردار عوامل اختلال با امید ریاضی صفر و واریانس ثابت است. برای برآورد مدل اقتصادسنجی تقریب مناسبی برای EP_{t+1} لازم است. مقدار واقعی (مشاهده شده) P_{t+1} را می‌توان تقریب مناسبی برای EP_{t+1} دانست. به طور کلی، دو شیوه در برآورد مدلهای اقتصادسنجی که حاوی عبارات انتظارات از قیمتهای دوره آتی هستند، وجود دارد. یک روش، شامل جایگزینی مقادیر مشاهده شده (P_{t+1}) به جای مقادیر انتظار رفته (EP_{t+1}) و استفاده از متغیرهای ابزاری مناسب برای برآورد مدل است. در این روش، متغیرهای ابزاری از پیش‌بینی حاصل از رگرسیون مقادیر مشاهده شده بر ماتریسی از متغیرهای انتخاب شده از مجموعه اطلاعات موجود برای الگوی اقتصاد به دست می‌آید (مک کالوم، ۱۹۷۶). شیوه دیگر که به نام روش خطا در متغیرها[1] نامیده شده است (ویکنز، ۱۹۸۲) مستلزم به دست آوردن عبارت صریحی برای متغیر انتظار رفته از درون مدل اقتصادی، جایگزینی مقادیر مشاهده شده به جای مقدار انتظار رفته در دوره آتی و برآورد مدل به همراه معادله‌های به دست آمده برای متغیرهای انتظار رفته است.

۴. نتایج برآورد مدل

برای برآورد پارامترهای ساختاری الگوی اقتصادسنجی، از روش ۲SLS استفاده شده است. اکثر ضریبهای توابع رفتاری مدل مستقیماً برآورد شده‌اند. با این حال، مقادیر ضریبهای مربوط به نرخهای بهره با استفاده از معادله‌های مربوط به تقاضا برای پول برآورد شده است. همچنین مقادیر شاخص باز بودن اقتصاد به تحرک سرمایه (ϕ) و نیز ضریب تطبیق عرضه پول با تقاضای واقعی آن در بلندمدت (λ) نیز از برآورد ضریبهای تابع تجدیدنظر شده تقاضا برای پول به دست آمده است. آمار سری زمانی مورد استفاده در این مطالعه از نشریه IFS صندوق بین‌المللی پول گرفته شده و دوره ۱۹۵۹-۱۹۹۲ را شامل بوده است. نتایج برآورد توابع رفتاری مدل اقتصادسنجی در جدول زیر خلاصه شده است.

1. Errors in Variables Method

جدول ۵. برآورد ضریبهای ساختاری مدل با روش 2SLS

Consumption function

$$(32)\ldots \log C_t = .13 - .023 r_t + .39 \log C_{t-1} + .58 \log Yd_t$$

(.90) (-2.0) (2.7) (4.4) (t - ratios)

$\bar{R}^2 = .991$; DW = 2.2; $\chi^2_{sc}(1) = .41$; $\chi^2_{ff}(1) = .02$; $\chi^2_{n}(2) = .79$ $\chi^2_{h}(1) = 2.5$

Private investment

$$(33)\ldots \log Pi_t = -10.87 - .035 r_t + .79 \log Y_t + 1.45 \log K_{t-1} + .41 \log Gi_t - .95 \log(Dcp_{t-1} / P_{t-1})$$

(-3.7) (-1.24) (2.4) (2.4) (3.0) (-2.4) (T - ratios)

$\bar{R}^2 = .91$; DW = 1.89; $c_{sc}^2(1) = .88$; $c_{ff}^2(1) = .029$; $c_n^2(2) = .66$; $c_h^2(1) = .002$

Export demand

$$(34)\ \log X_t = -9.2 + .94 \log\left(\frac{e_t . P_t^*}{P_t}\right) + .90 \log Y_t^* + .64 \log X_{t-1} - .60 Dum$$

(-2.3) (2.2) (2.7) (5.9) (-4.5) (T - ratios)

$\bar{R}^2 = .86$, DW = 1.84; $\chi_{sc}^2(1) = .19$; $\chi_{ff}^2(1) = .62$; $\chi_n^2(2) = 5.4$; $\chi_h^2(1) = .43$

Import demand

$$(35)\ldots \log\left(\frac{e_t . P^*_t}{P_t}\right) Z_t = -.013 \log\left(\frac{e_t . P^*_t}{P_t}\right) - 1.6 \log Y_{t-1} + 2. \log Y_t + .11 \log\left(\frac{Fr_{t-1}}{P_{t-1}^* . Z_{t-1}}\right)$$

(-.119) (-4.1) (4.9) (2.7) (t - ratio)

$$+ .58 \log\left(\frac{e_{t-1} . P^*_{t-1}}{P_{t-1}}\right) Z_{t-1} - .35 Dum$$

(5.6) (-4.0)

$\bar{R}^2 = .93$; DW = 1.97 ; $\chi_{sc}^2(1) = .007$; $\chi_{ff}^2(1) = 1.19$; $\chi_n^2(2) = 1.6$; $\chi_h^2(1) = .008$

Aggregate Poduction function

$$(36)\ldots \log(Y_t) = 2.4 + .14 K_{t-1} + .70 \log L + .50 \log Ti_t$$

(11.0) (2.7) (5.9) (15.2) (t - ratios)

$\bar{R}^2 = .98$; DW = 1.60 ; $\chi_{sc}^2(1) = .46$; $\chi_{ff}^2(1) = 1.9$; $\chi_n^2(2) = 2.2$; $\chi_h^2(1) = .3$

ادامه جدول ۵

Demand for money

$$(37)\ldots \log\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = -1.3 - .005 i_t + .24 \log Y_t - .83\left(\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}\right) + .92 \log\left(\frac{M_{t-1}}{P_{t-1}}\right)$$

(-4.1) (1.2) (4.3) (-3.9) (30.5) (t - ratios)

$\bar{R}^2 = .997$; DW = 1.70 ; $\chi_*^2(1) = .66$; $\chi_s^2(1) = .22$; $\chi_*^2(2) = 2.1$; $\chi_*^2(1) = 1.3$

الگوی برآورد شده تقریب قابل قبولی از اقتصاد ایران در دوره ۱۳۳۸-۱۳۷۲ به دست می‌دهد. درجه برازش معادله‌های برآورد شده در همه موارد، به استثنای تابع تقاضای (خارجی) صادرات، بیش از ۹۲ درصد است. براساس این نتایج به دست می‌آید که مخارج مصرف خصوصی در ایران در این دوره عمدتاً به تغییرات درآمد قابل تصرف خصوصی وابسته بوده است. تأثیر هزینه واقعی استقراض بر مصرف خصوصی از نظر آماری معنی‌دار نبوده و مقدار ضریب برآوردشده نیز کوچک و قابل چشمپوشی است. ضریب کشش درآمدی مصرف در کوتاه‌مدت ۵۸ درصد و در بلندمدت ۹۵ درصد برآورد شده است. نتایج ما از برآورد تابع مصرف تشخیص هال (۱۹۷۸) از تابع مصرف مبتنی بر نظریه درآمد دایمی[1] را در این دوره از اقتصاد ایران رد می‌کند. براساس نتایج برآورد مدل سرمایه‌گذاری خصوصی به طور معنی‌داری تحت تأثیر رشد درآمد واقعی و خالص ذخیره سرمایه در کشور بوده است. برآورد ما از تابع سرمایه‌گذاری همچنین نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری دولتی در ایران اثر چشمگیری بر سرمایه‌گذاری خصوصی اعمال می‌کند، به‌طوری که ۱۰ درصد رشد سرمایه‌گذاری دولتی سرمایه‌گذاری خصوصی را ۴ درصد افزایش می‌دهد، در حالی که نرخ بهره واقعی بر سرمایه‌گذاری خصوصی به طور معنی‌داری متفاوت از صفر نیست. تقاضای (خارجی) صادرات به نسبت قیمتها حساس است، در حالی که تقاضای قیمتی واردات کاملاً بی‌کشش است. این نتیجه، با توجه به ماهیت واردات کشور در دوره مورد مطالعه که عمدتاً شامل کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای و مصرفی ضروری بوده است، دور از انتظار نیست. تقاضا برای واردات، از سوی دیگر، کاملاً با کشش است، به طوری که ۱۰ درصد

1. Permanent Income Hypothesis

رشد اقتصادی تقاضا برای واردات را بیش از ۲۰ درصد افزایش می‌دهد. نتیجه برآورد تابع واردات همچنین نشان می‌دهد که سطح ذخایر ارزی بانک مرکزی، از جمله متغیرهایی است که بر واردات کالا در کشور تأثیر می‌گذارد. طبق این نتایج، شرط مارشال - لرنر[1]، در اقتصاد ایران صدق می‌کند. براساس این شرط، کاهش واقعی نرخ برابری ریال در مقابل اسعار بین‌المللی، پس از گذشت یک سال، موازنه پرداختها را بهبود می‌دهد. از برآورد تابع عرضه کل به دست می‌آید که ذخیره سرمایه و نیروی کار هر دو تأثیر چشمگیری بر سطح ستانده کل داشته است. سرمایه گذاری در دوره جاری نیز اثر تعیین‌کننده‌ای بر سطح عرضه کل داشته است، به طوری که ۱۰ درصد افزایش در کل سرمایه گذاری دوره جاری ستانده کل را ۵ درصد افزایش می‌دهد. با توجه به اینکه در دوره مورد مطالعه کشور از یک اقتصاد سنتی به یک اقتصاد نیمه صنعتی با بخشهای نفت و گاز و پتروشیمی و صنایع سنگین و صنایع مصرفی توسعه یافته تبدیل شده است، اثر جریان سرمایه گذاری در واقع تأثیر انتقال تکنولوژی بر سطح تولید کل در کشور را نشان می‌دهد. تابع تولید برآورد شده شرایط بازدهی ثابت به مقیاس را نشان می‌دهد. در تابع تقاضا برای پول به استثنای متغیر نرخ بهره سایر متغیرها اثر چشمگیری بر سطح تقاضا برای پول داشته‌اند. کشش درآمدی تقاضا برای پول در کوتاه‌مدت ۰/۲۴ و در بلندمدت ۲/۸ به دست می‌آید. ضریب نرخ تورم در تابع تقاضا برای پول منفی و در سطح ۵ درصد از لحاظ آماری معنی‌دار است. این نتایج، نشان می‌دهد که در ایران، در دوره مورد مطالعه، نرخ تورم و نه نرخ بهره به عنوان هزینه فرصت از دست رفته در مورد نگهداری پول تلقی می‌شده است. روش اتخاذ شده اجازه می‌دهد از شاخص تحرک سرمایه (ϕ) نیز برآوردی به دست آوریم. برآورد ϕ=۰/۶۲ خاطر نشان می‌کند که در دوره مزبور، تحرک سرمایه، به رغم محدودیتهای قانونی، وجود داشته است. به سخن دیگر، سرمایه بخش خصوصی قادر بوده است موانع اداری را دور زده و راهی برای خروج (یا بازگشت) به کشور پیدا کند.

نتایج مطالعه به راهبردهایی در سیاست اقتصادی دلالت دارند. برای مثال، وجود تحرک سرمایه، اثر بی‌ثبات‌سازی بالا نگه داشتن نرخ برابری ریال در مقابل واحد پول بین‌المللی را تشدید می‌کند، زیرا تعیین نرخ ارز پایین‌تر از نرخهای تعادلی یکی از موانع عمده بازگشت ارز حاصل از صادرات غیرنفتی و مشوق سرمایه گذاری آن در خارج از کشور است. امکان انتقال

1. The Marshall-Lerner Condition

سرمایه مالی همچنین به بی‌نتیجه بودن سیاست پایین نگه داشتن نرخ سود بانکی با هدف تشویق سرمایه‌گذاری از طریق پایین نگه‌داشتن هزینه استقراض از نظام بانکی اشاره می‌کند، زیرا پایین‌بودن نرخ سود بانکی بخش خصوصی را تشویق می‌کند تا با تبدیل داراییهای خود به ارز و انتقال آن به خارج، از نرخهای بهره واقعی بالاتری برخوردار شوند. به هر حال، با توجه به اثر تعدیل نرخ ارز بر حجم پول و از آنجا بر سطح عمومی قیمتها در شرایطی که امکان سترون[1] کردن نوسانهای موازنه پرداختها از طریق سیاست پولی عملیات بازار باز وجود ندارد، لازم است موازنه اثر میان‌مدت رشد تجارت خارجی و توسعه اقتصادی در مقابل افزایش سطح عمومی قیمتها در کوتاه‌مدت در سیاست تعیین نرخ ارز مورد توجه قرار گیرد. در بخش بعدی این نوشته، سیاست پولی و مالی در الگوی اقتصادی در یک چارچوب ایستای مقایسه‌ای تحلیل شده است.

۵. منحنیهای IS-LM-BP در الگوی اقتصادسنجی

اعتبار الگوهای اقتصادسنجی در مطالعات تجربی، تا حدود زیادی، بستگی به نمایش تطابق نتایج مطالعه تجربی با نظریه اقتصادی دارد. منحنیهای IS-LM-BP، چارچوب نظری مناسبی برای تحلیل سیاست اقتصادی در وضعیت تعادل کوتاه‌مدت فراهم می‌کند. تردیدی در این نیست که برآورد شیب منحنیهای مزبور آگاهی ما در اثر بخشی سیاستهای مالی و پولی در نظام اقتصادی را به نحو چشمگیری افزایش می‌دهد. برای مثال، ترکیب منحنی LM با شیب زیاد و منحنی IS کشش‌پذیر، نشانهٔ تأثیر قوی سیاست پولی بر رشد درآمد واقعی در مقایسه با سیاست مالی است، در حالی که منحنی LM کشش‌پذیر با منحنی IS بدون کشش، دلالت بر سیاست مالی مؤثر و تأثیر ضعیف سیاست پولی دارد. در این بخش، با حل الگوی اقتصادسنجی در وضعیت تعادل بازار کالا و بازار پولی و بخش خارجی، تحلیل ایستای مقایسه‌ای مختصری با استفاده از منحنیهای IS-LM-BP الگوی برآورد شده را ارائه می‌کنیم.

۵-۱. منحنی IS

به منظور استخراج منحنی IS در مدل برای معادله‌های مصرف (C_t)، سرمایه‌گذاری خصوصی

1. Sterilization

(Pi_t)، صادرات (X_t) و واردات (Z_t) را در وضعیت تعادل بازار کالا در الگوی اقتصادی (یعنی $Ad_t=Y_t$) جایگزین می‌کنیم. از آنجا که همه توابع رفتاری یادشده به صورت خطی - لگاریتمی نوشته شده‌اند، لازم است که وضعیت تعادل بازار کالا نیز به همین شکل نوشته شود. بنابراین، ابتدا اتحاد $Y_t = Ad_t = C_t + Pi_t + G_t + X_t - (e_t \cdot P_t^*/P_t)\, Z_t$ را با تقریب آن حول میانگین نمونه آماری خطی کرده (نگاه کنید به: گندولفو، ۱۹۷۱؛ و حق و دیگران، ۱۹۹۰) و سپس معادله‌های برآورد شده توابع رفتاری یادشده را در رابطه خطی شده وضعیت تعادل بازار کالای الگوی اقتصادی جایگزین می‌کنیم. پس از مرتب کردن عبارتها، خواهیم داشت:

$$(38)\ldots \log P_t=[-8.5+.20\log C_{t-1}-.07\log((i_t^*.e_t.Fp_t)/P_t)-.07\log(i_t.Dcp_{t-1}/P_t)+.76\log K_{t-1}$$
$$-5\log(Dcp_{t-1}/P_{t-1})+.68\log X_{t-1}+1.7\log Y_{t-1}-.11\log Fr_{t-1}+.11\log P_{t-1}$$
$$-.11\log e_{t-1}-.5\log Z_{t-1}]+[.95\log Y_t^*+1.01\log P_t^*-.3\,Dum+1.01\log e_t$$
$$+1.06\log G_t+.21\log Gi_t-.08\log T_t-.029\,i_t+.029\log EP_{t+1}-5.9\log Y_t]$$

با فرض ثبات تمام متغیرها در کوتاه‌مدت، یک منحنی با شیب منفی در فضای (P, Y) خواهیم داشت. می‌بینیم که معادله تقاضای کل به صورت زیر است:

$$(39)\ldots P_t = p\,(\underset{(-)}{i_t}, \underset{(+)}{EP_{t+1}}, \underset{(+)}{G_t}, \underset{(-)}{T_t}, \underset{(+)}{P_t^*}, \ldots)$$

که منحنی IS متعارفی را به دست می‌دهد که در آن، سطح قیمت داخلی تابعی از نرخ بهره اسمی (i_t) سطح انتظار رفته قیمت در دوره آتی و متغیرهای برونزا مثل مخارج بخش عمومی (G_t)، مالیات (T_t) و متغیرهای تعیین شده است. با فرض اینکه بازار کالا در وضعیت تعادل کوتاه مدت باشد و سطح قیمتها ثابت بوده و سطح قیمتهای انتظار رفته در دوره آتی معلوم باشد با درآمد و نرخ بهره به عنوان متغیرهای اصلی نظام اقتصادی، چنانچه رابطه (۳۸) را برحسب (i_t) مرتب کنیم، خواهیم

داشت:

$$(40)\ldots i_t=[-293.1+6.9\log C_{t-1}-2.4\log((i_t^*.e_t.Fp_t)/P_t)-2.4\log(i_t.Dcp_{t-1}/P_t)$$
$$+26.2\log K_{t-1}-17.2\log(Dcp_{t-1}/P_{t-1})+23.4\log X_{t-1}+58.6\log Y_{t-1}-3.8\log Fr_{t-1}$$
$$+3.8\log P_{t-1}-3.8\log e_{t-1}-17.2\log Z_{t-1}]+[32.7\log Y_t^*+34.8\log P_t^*-10.3\,Dum$$
$$+34.8\log e_t+36.5\log G_t+7.2\log Gi_t-2.7\log Dtax_t+\log EP_{t+1}.34.5\log P_t$$
$$-203.4\log Y_t\,]$$

که یک منحنی IS با شیب نسبتاً تندی به دست می‌دهد.

بی‌کشش بودن منحنی IS نسبت به نرخ بهره ممکن است اثر کینز را که از طریق کاهش نرخ بهره ناشی از افزایش حجم واقعی پول بر مخارج خصوصی تأثیر می‌گذارد تضعیف یا خنثی کند به طوری که تغییر تقاضای کل برای رشد درآمد واقعی کفایت نکند. به هر حال، اگر ثروت را به عنوان متغیر مهم تعیین‌کننده مخارج خصوصی در نظر بگیریم، اثر پیگو یا اثر افزایش حجم پول بر مخارج خصوصی فرایندی را ایجاد می‌کند که نظام اقتصادی را در صورت کاهش در تقاضای کل به تعادل باز می‌گرداند. ارتباط این بحث به نظام اقتصادی مورد بررسی ما آن است که از یک سوی منحنی IS به دست آمده، دارای شیب نسبتاً تندی است که با در نظر گرفتن امکان تله نقدینگی، به بی‌کشش بودن مخارج نسبت به تغییرات قیمت در غیاب اثر پیگو دلالت می‌کند (استیونسن و دیگران، ۱۹۸۸). اما از سوی دیگر، در برآورد تابع مصرف خصوصی در مدل، شواهدی دال بر اثر حجم نقدینگی بر مصرف خصوصی ملاحظه می‌شود (عسلی، ۱۹۹۶)، این یافته می‌تواند به عنوان وجود اثر پیگو در الگوی اقتصادی تفسیر شود (نگاه کنید به: موریشیما و دیگران، ۱۹۷۲). بنابراین، اگر چه منحنی تقاضای کل استخراج شده از الگوی برآورد شده شیب نسبتاً زیادی دارد به هر حال با توجه به تابع مصرف برآورد شده می‌توان نتیجه گرفت که با فرض منحنی عرضه کل صعودی نسبت به قیمت اقتصاد به وضعیت تعادلی باز خواهد گشت.

۵-۲. منحنی LM

برای به دست آوردن منحنی LM ما از معادله پول سایه (معادله ۲۶) و معادله نرخ بهره سایه

(معادله ۲۸) از جدول ۱ بهره می‌گیریم. جایگزینی (Bop) موازنه ترازپرداختها در اتحاد ذخیره ارزی (Fr) و جایگزینی رابطه به دست آمده در معادله پول سایه و خطی کردن رابطه حول میانگین نمونه آماری رابطه زیر را به دست می‌دهد:

$$(41)\ldots \tilde{M}_t = 2\log 2 + .25\log Dc_t + .25\log Ca_t + .5\log e_t + .25\log Fr_{t-1} - .25\log Fg_t$$

تنها متغیر درونی در این معادله، متغیر (Ca_t) حساب جاری موازنه پرداختهاست. برای حذف این متغیر از رابطه فوق، پس از تقریب خطی معادله حساب جاری (Ca_t) که یک رابطه خطی - لگاریتمی برحسب $LogX_t$ ، $LogZ_t$ ، $LogP_t$ ، $Log\ e_t$ ، $LogFr_{t-1}$ ، $LogFg_{t-1}$ و $LogFp_{t-1}$ به دست می‌دهد، از جایگزینی عبارتهای برآورد شده برای تابع تقاضا برای واردات $LogZ_t$ و تقاضای (خارجی) برای صادرات و جایگزینی رابطه حاصل در معادله (۴۱) معادله زیر برای حجم پول سایه به دست می‌آید:

$$(42)\ldots \log\frac{\tilde{M}_t}{P_t} = [1.078 + .04\log X_{t-1} + .05\log Y_{t-1} - .003\log P_{t-1} - .015\log Z_{t-1} - .003\log e_{t-1} + .307\log Fr_{t-1} + .03\log Fp_{t-1} + .03\log Fg_{t-1}] + [.68\log e_t + .25\log Dc_t + .06\log P_t^* + .056\log Y_t^* - .05Dum - .935\log P_t - .065\log Y_t - .25\log \Delta Fg_t]$$

با توجه به رابطه (۲۹) برای نرخ بهره سایه (i) جایگزینی برای $Log\ (\frac{M_t}{P_t})$ از رابطه بالا در رابطه (۲۹) و در نظر گرفتن مقادیر برآورد شده ضریبهای ساختاری تابع تقاضا برای پول و مرتب کردن عبارتها، رابطه زیر برای نرخ بهره سایه به دست می‌آید:

$$(43)\ldots \tilde{i}_t = [-1028.4 + 216\log(\frac{\tilde{M}_{t-1}}{P_{t-1}}) - 16.6\log X_{t-1} - 20.8\log Y_{t-1} - 1.25\log(\frac{P_{t-1}}{e_{t-1}}) + 6.24\log Z_{t-1} - 127.7\log Fr_{t-1} - 12.5\log Fp_{t-1} - 12.5\log Fg_{t-1}] + [-283\log e_t - 25\log P_t^* - 104\log Dc_t - 23.3\log Y_t^* + 12.5Dum + 389\log P_t + 133.04\log Y_t + 104\log \Delta Fg_t]$$

رابطه (۴۳) نرخ بهره سایه (که در حالت نبود تحرک بین‌المللی سرمایه تعادل عرضه و تعادل در بازار پولی را پدید می‌آورد) را تابعی از سطح عمومی قیمتها، نرخ ارز، حجم اعتبارات بانکی و

درآمد واقعی نشان می‌دهد. بنابراین، نرخ بهره سایه در نظام اقتصادی به سیاست اعتباری (Dc_t)، تغییرات داراییهای خارجی بخش عمومی (ΔFg) و تغییرات سطح قیمتها بستگی دارد. جایگزینی برای (i_t) از رابطه فوق در معادله نرخ بهره تعادلی بازار ($i_t = \phi\,(i_t^* + \frac{Ee_{t+1} - e_t}{e_t}) + (1 - \phi)\, i_t$) رابطه زیر را به دست می‌دهد:

$$(44)\ldots i_t = [-390.1 + 82.\log(\frac{\tilde{M}_{t-1}}{P_{t-1}}) - 6.3\log X_{t-1} - 8\log Y_{t-1} - 1.25\log(\frac{P_{t-1}}{e_{t-1}}) + 2.4\log Z_{t-1} - 48.5\log Fr_{t-1} - 4.75\log Fp_{t-1} - 4.75\log Fg_{t-1}] + [-1081.6\log e_t - 9.5\log P_t^* - 39.5\log Dc_t - 8.8\log Y_t^* + 4.75 Dum + 147.8\log P_t + 50.5.\log Y_t + 39.5\log \Delta Fg + .62\, i_t^* + .62\log Ee_{t+1}]$$

رابطهٔ بالا، نرخ بهره تعادلی بازار را تابعی از سطح قیمتهای داخلی، اعتبارات بانکی و سایر متغیرهای بیرونی الگوی اقتصادی نشان داده و نمایندهٔ منحنی LM در الگوی اقتصادی است.

$$(44\text{-}1)\ldots i_t = i\,(\underset{(+)}{P_t}, \underset{(-)}{Dc_t}, \underset{(-)}{i_t^*}, \underset{(+)}{Ee_{t+1}})$$

با فرض ثبات سطح قیمت در کوتاه‌مدت، رابطهٔ فوق منحنی LM نسبتاً بی‌کششی را به دست می‌دهد که با توجه به تقریب خطی منحنی، حول نقطه میانگین نمونه آماری می‌تواند در تحلیل ایستای مقایسه‌ای مورد استفاده قرار گیرد.

در چارچوب IS-LM تأثیر نسبی سیاست پولی در تقاضای کل به شیب منحنیهای IS و LM بستگی دارد. شکل منحنیهای IS-LM در مدل، بیانگر این واقعیت است که ما هیچ کدام از حالتهای حدی کینزی و نئوکلاسیک را در الگوی اقتصادی خود نداریم. شکل منحنیهای IS-LM در مدل، نشان می‌دهد که انبساط پولی در رشد درآمد واقعی تأثیر چشمگیری ندارد، در حالی که انبساط مالی (مخارج دولت) در رشد اقتصادی مؤثر است. به نظر می‌رسد که این یافته در انطباق کامل با ویژگی اقتصاد ایران و تجربه سالهای اخیر در تحولات اقتصادی کشور است.

۵-۳. تعادل خارجی درمدل (منحنی BP)

به عنوان یک مدل ماندل - فلمینگ با قیمتهای انعطاف‌پذیر الگوی اقتصادی، شامل بخش

خارجی است و ما در این بخش، حالت تعادل بخش خارجی را برای مشتق کردن منحنی BP در نظر می‌گیریم. با در نظر گرفتن رابطه متغیر موازنه پرداختها در مدل (معادله Bop) و جایگزینی برای حساب جاری (Ca_t) از اتحاد $Ca_t = Nft_t + P_t . (Y_t - Da_t)$ در این رابطه به دست می‌آید:

$$(45)... \Delta Fr_t = (\frac{1}{e_t}) (Nft_t + P_t (Y_t - Da_t) - (\Delta Fp_t + \Delta Fg_t)$$

با جایگزینی از رابطه بالا برای ΔFr_t در رابطهٔ $Fr_t = Fr_{t-1} + \Delta Fr_t$ و رابطه حاصل در اتحاد عرضه پول یعنی $M_t = Dc_t + e_t . Fr_t$ داریم:

$$(46)... M_t = Dc_t + e_t . Fr_{t-1} + Nft_t + P_t . (Y_t - Da_t) - e_t . (\Delta Fp_t + \Delta Fg_t)$$

این رابطه را حول نقطه میانگین تقریب می‌کنیم تا رابطه (۴۶) به شکل خطی - لگاریتمی زیر در آید:

$$(47) ...\log(M_t /P_t)=2.5 \log2+.125 \log Dc_t -.25\log e_t+.25 \log Fr_{t-1}+.125\log Nft_t$$
$$+.125\log Y_t -\log P_t -.125\log Da_t - .125\log(\Delta Fp_t) -.12\log(\Delta Fg_t)$$

پس از جایگزینی برای $Log (\frac{M_t}{P_t})$ از رابطهٔ (۴۷) در رابطه برآورد شده تابع تقاضا برای پول و مرتب کردن عبارتها، خواهیم داشت:

$$(48)... \log(\Delta Fp_t)=[12.5-6.6\log P_{t-1}-7.4\log(M_{t-1}/P_{t-1})+2\log Fr_{t-1}]+[\log Nft_t$$
$$-2\log e_t +\log Dc_t-.92\log Y_t -1.4\log P_t-\log Da_t -\log(\Delta Fg_t)+.04i_t]$$

با جایگزینهای مناسب برای متغیرهای درونی Nft_t و Da_t در رابطه (۴۸) یک معادله شبه تقلیل یافته[1] برای متغیر ΔFp_t به شرح زیر، به دست می‌آید:

1. Semi-Reduced Form

$$(49)\ ..\ \log(\Delta Fp_t)=[7.9-6.6\log P_{t-1}-7.4\log(M_{t-1}/P_{t-1})+2.5\log Fr_{t-1}+.25\log Fp_{t-1}$$
$$+.25\log Fg_{t-1}-.8\log Y_{t-1}-.055\log P_{t-1}^{*}-.23\log Z_{t-1}+.32\log X_{t-1}]+$$
$$[-.52\log e_t-.48\log P_t^{*}+\log Dc_t-2.4\log Y_t-1.8\log P_t-\log(\Delta Fg_t)$$
$$+.45\log Y_t^{*}-.12Dum+.04i_t]$$

که نشان می‌دهد تغییرات داراییهای خارجی بخش خصوصی در نظام اقتصادی مورد بررسی، تابعی از نرخ بهره تعادلی در بازار پولی (i_t)، سطح عمومی قیمتها (P_t) و سیاست اعتباری (Dc_t) است:

$$(49\text{-}1)\ldots\ \Delta Fp_t = F(\underset{(+)}{i_t}, \underset{(-)}{P_t}, \underset{(+)}{Dc_t}, \underset{(-)}{e_t}\ldots)$$

معادله (۴۹) جریان سرمایه مالی خصوصی به خارج را اندازه‌گیری می‌کند. این رابطه اساساً یک تابع سیاست عکس‌العمل است که میزان جریان سرمایه خصوصی به خارج را به عنوان تابعی از سیاست اعتباری و متغیرهای بیرونی که درجهٔ بسته بودن بازار سرمایه مالی را تحت تأثیر قرار می‌دهند، نشان می‌دهد (نگاه کنید به: حق و دیگران، ۱۹۹۳). با فرض ثابت بودن ΔFp_t در کوتاه‌مدت و مرتب کردن رابطه ۴۹ برای متغیر (i_t) خواهیم داشت:

$$(50)\ldots\ i_t=[-197.5+165\log P_{t-1}+185\log(M_{t-1}/P_{t-1})-62.5\log Fr_{t-1}-6.25\log Fp_{t-1}$$
$$-6.25\log Fg_{t-1}+20\log Y_{t-1}\ 1.37\log P_{t-1}^{*}+5.75\log Z_{t-1}-8\log X_{t-1}]+$$
$$[13\log e_t+12\log P_t^{*}-25\log Dc_t+60\log Y_t+45\log P_t+25\log(\Delta Fg_t)$$
$$+25\log(\Delta Fp_t)-11.25\log Y_t^{*}+3Dum]$$

بنابراین، با فرض ثبات قیمتها در کوتاه‌مدت منحنی BP در الگوی اقتصادی شیب بیشتری نسبت به منحنی LM دارد.

شیب مثبت منحنی BP انعکاسی از وجود تحرک بین‌المللی سرمایه مالی در نظام اقتصادی

است. اهمیت این نکته از آنجاست که در یک چارچوب مدل ماندل - فلمینگ دستیابی به هدفهای داخلی و خارجی نظام اقتصادی تا حدود زیادی بستگی به حساسیت تحرک بین‌المللی سرمایه مالی به نرخ بهره دارد. در بخش بعدی، به طور مختصر به دلالتهای سیاست اقتصادی در چارچوب منحنیهای IS-LM-BP مدل می‌پردازیم.

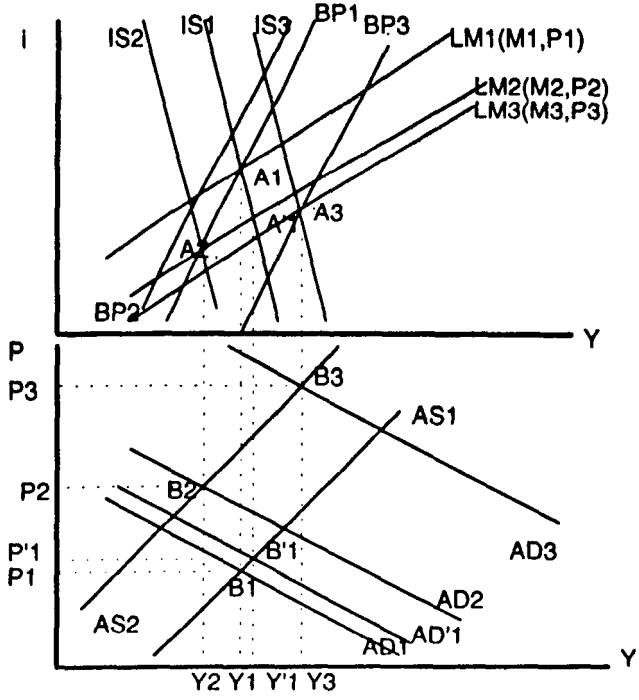
۵-۴. انعطاف قیمتها، موازنه داخلی وخارجی و ترکیب سیاست مالی - پولی

همان طور که می‌دانیم، نتیجه کلیدی مدل ماندل - فلمینگ آن است که راه حلی برای رسیدن همزمان به تعادل داخلی و خارجی (در نظام اقتصادی) صرفاً با به کارگیری ترکیب مناسبی از سیاست پولی و مالی ارائه می‌کند. از آنجا که الگوی اقتصادسنجی ما مدلی از یک اقتصاد باز است، تغییر نسبت قیمت داخلی به خارجی بر منحنیهای LM و IS تأثیر می‌گذارد. افزایش قیمت داخلی رقابت‌پذیری اقتصاد، و در نتیجه، خالص صادرات را کاهش داده منحنی IS را به سمت چپ انتقال می‌دهد. از سوی دیگر، افزایش قیمتهای داخلی، مبین کسری حساب جاری است که برای جبران آن در موازنه پرداختها افزایش نرخ بهره برای جذب سرمایه مالی خارجی ضرورت خواهد داشت، که در نتیجه، منحنی BP را به سمت چپ انتقال می‌دهد.

با فرض چارچوب منحنیهای IS-LM در وضعیت انعطاف‌پذیری قیمتها، اگر مقامات پولی، سیاستی انبساطی اتخاذ کنند، این سیاست، حجم اسمی پول را افزایش می‌دهد و منحنی LM را به سمت راست منتقل می‌کند. از سوی دیگر، افزایش سطح عمومی قیمتها، حجم پول واقعی را کاهش می‌دهد. خالص نتیجه افزایش حجم اسمی پول و افزایش سطح قیمتها منحنی LM را به سمت راست (ولی به میزانی کمتر از موقعی که قیمت افزایش نمی‌یافت) منتقل می‌کند. افزایش قیمتها، عبارت $(e_t \cdot \frac{P_t^*}{P_t})$ را کاهش می‌دهد و قدرت رقابت اقتصاد را تنزل می‌دهد، و در نتیجه، منحنی IS به سمت چپ منتقل خواهد شد، و از سوی دیگر، منحنی BP هم در نتیجه سقوط $(e_t \cdot \frac{P_t^*}{P_t})$ به سمت چپ منتقل می‌شود. اندازه کسری خارجی مشخص نیست و بستگی به اثر قیمتهای نسبی بر خالص صادرات کالاها و خدمات نظام اقتصادی دارد.

حال در چارچوب اقتصاد کلان ایران، به فرض، دولت به منظور تأمین کسری بودجه خود اقدام به انبساط پولی کند. در نتیجه این سیاست منحنی LM به LM_2 در شکل ۱ منتقل می‌شود. با فرض انعطاف‌پذیری قیمتها، قدرت رقابت اقتصاد کاهش می‌یابد که منحنیهای BP و IS، به ترتیب، به

BP_2 و IS_2 منتقل می‌شود. با در نظر گرفتن اثر پیگو[1]، تقاضای کل AD در بخش دوم شکل ۱، به AD_2 انتقال پیدا می‌کند، در حالی که کسری تجارت خارجی، موجب کاهش واردات و تنزل عرضه کل به AS_2 می‌شود. ماحصل این فرایند در الگوی اقتصادی مورد بحث که در آن منحنی IS بی‌کشش و شیب منحنی BP از شیب منحنی LM بیشتر است، سطح قیمت بالاتر $P_2>P_1$ و سطح پایین‌تر درآمد واقعی است $Y_2<Y_1$ (هر چند با توجه به اینکه صادرات عمده کشور - نفت خام - تحت تأثیر قیمتهای داخلی نیست، ولی تحلیل فوق در همان حدی که کاهش صادرات غیرنفتی به کسری موازنه ترازپرداختها منجر شود، صحیح خواهد بود).



شکل ۱. انبساط پولی در حالت انعطاف‌پذیری قیمتها

حال فرض کنیم که دولت در صدد علاج رکود اقتصادی برآید و به منظور ایجاد رونق اقتصادی، مخارج خود را افزایش دهد (مثلاً سرمایه‌گذاری بخش عمومی افزایش یابد). به هر

1. Pigou Effect

حال، دولت ناگزیر است افزایش مخارج خود را به نحوی تأمین مالی کند. با توجه به اینکه تأمین مالی منابع مورد نیاز بخش عمومی از طریق فروش اوراق مشارکت در اقتصاد ایران سابقه و وسعت زیادی نداشته است، منابع مالی موردنیاز بخش عمومی، یا از طریق افزایش مالیاتها یا استقراض از نظام بانکی و یا استقراض از منابع خارجی ممکن است. از آنجا که افزایش درآمدهای مالیاتی در حالت رکود اقتصادی، حتی اگر عملاً امکانپذیر باشد، می‌تواند به رکود عمیقتری بینجامد و نیز بدون در نظر گرفتن استقراض از خارج، دولت ناگزیر از استقراض از نظام بانکی برای تأمین مالی افزایش مخارج خود خواهد بود.

در این حالت، افزایش حجم پول از یک سو باعث بالاتر رفتن سطح عمومی قیمتها می‌شود و قدرت رقابت اقتصادی (با فرض ثابت بودن نرخ ارز e_t) را باز هم کاهش می‌دهد. از سوی دیگر، افزایش مخارج سرمایه گذاری بخش عمومی تقاضا برای واردات را افزایش می‌دهد و کسری تراز پرداختها را بیشتر می‌کند. با این حال، کسری تراز پرداختها، به دلیل سیاست انبساطی پولی، موجب کاهش حجم پول نخواهد شد. ملاحظه می‌شود که در این حالت، ترکیب سیاست پولی و مالی قادر به تأمین تعادل داخلی و خارجی به طور همزمان نیست. در این صورت، همان طور که مید (۱۹۵۱) اشاره کرده است، اگر سیاستهای پولی و مالی برای نیل به تعادل داخلی به کار گرفته شد، ابزار سیاست دیگری برای نیل به تعادل خارجی لازم است. در چارچوب اقتصاد ایران، افزایش مخارج دولت از طریق افزایش بدهیهای بخش عمومی به نظام بانکی به انتقال منحنیهای LM و IS به سمت راست می‌شود ولی منحنی BP به سمت چپ حرکت کرده، تعادل داخلی و خارجی به طور همزمان تحقق نمی‌یابد. دخالت مستقیم دولت برای جلوگیری از افزایش کسری بخش خارجی واردات را کاهش می‌دهد که آن هم به نوبه خود منحنی AS (عرضه کل) را تحت تأثیر قرار می‌دهد. حال چنانچه دولت به طور همزمان نرخ ارز را هم افزایش دهد، از یک سو، قدرت رقابت اقتصادی با افزایش $(e_t \cdot \frac{P_t^*}{P_t})$ بالا می‌رود، و در نتیجه، منحنی BP به سمت راست و پایین منتقل می‌شود، ولی از سوی دیگر، حجم پول افزایش پیدا می‌کند که منجر به افزایش سطح قیمتها می‌شود. در چنین حالتی، ممکن است اقتصاد در نقطه A_3 در شکل (۱) به تعادل برسد، در حالی که درآمد واقعی و سطح عمومی قیمتها هر دو در سطحی بالاتر قرار دارند $Y_3>Y_1$ و $P_3>P_1$. نکته مهمی که در این تحلیل از فرایند انتقالی سیاست پولی و مالی در اقتصاد ایران وجود دارد، آن

است که تا زمانی که ابزار سیاست پولی عملیات بازار باز،[1] که ابزار کلاسیک خنثی کردن نوسانهای موازنه پرداختها بر حجم پول و سطح عمومی قیمتها است، به طور کامل و صحیح به کار گرفته نشود، تعدیل نرخ ارز به سبب نگرانی از افزایش حجم پول و سطح عمومی قیمتها (به رغم کاهش واقعی نرخ برابری ریال) همواره مشکل بوده، و در نتیجه، کاهش قدرت رقابت اقتصاد تعادل همزمان بخشهای داخلی و خارجی اقتصاد را غیرممکن و در بهترین حالت شکننده خواهد ساخت. در هر صورت، به کارگیری ابزار عملیات بازار باز و خرید و فروش اوراق مشارکت توسط خزانه‌داری دولت، محتاج انعطاف‌پذیری بیشتر درتعیین نرخ سود بانکی، و به طور کلی، مدیریت بسیار کارآمدتر در نظام پولی و بانکی کشور است.

۶. تحلیل ایستای مقایسه‌ای و ضریبهای به هم فزاینده سیاست پولی و مالی

یکی از انگیزه‌های اصلی مطالعات اقتصادسنجی استفاده از مدل برآورد شده برای تحلیل ساختار اقتصادی است. الگوی اقتصادی که در بخشهای قبلی این مقاله طرح و برآورد شد، تقریب قابل قبولی از اقتصاد کلان ایران است. دستگاه معادله‌های الگو در حالت ساختاری، متغیرهای درونی مدل را به صورت تابعی از سایر متغیرهای درونی و بیرونی مدل نمایش می‌دهد. اما در حالت تقلیل یافته[2] متغیرهای درونی مدل به صورت تابعی از متغیرهای بیرونی و متغیرهای تعیین شده نوشته می‌شوند. در متنهای اقتصادی، ضریبهای معادله‌های تقلیل یافته، به هم فزاینده‌های[3] سیاست پولی و مالی نامیده می‌شوند و پاسخ متغیرهای درونی مدل اقتصادی در اثر تغییرات متغیرهای بیرونی الگوی اقتصادی را در کوتاه‌مدت اندازه‌گیری می‌کنند. در پیوست این مقاله روش ریاضی استخراج ضریبهای به هم فزاینده در الگوهای اقتصادی به طور خلاصه معرفی شده است.

۶-۱. اثر سیاستهای پولی و مالی بر متغیرهای هدف: سطح قیمت، درآمد و ذخایر ارزی

برای آنکه حالت تقلیل یافته مدل را برای متغیر $LogP_t$ به دست آوریم، ابتدا با توجه به عدم حساسیت مخارج سرمایه‌گذاری و مخارج مصرفی نسبت به نرخ بهره در الگوی اقتصادسنجی در

1. Open Market Operation
2. Reduced Form
3. Impact Multipliers

معادله (۴۰) متغیر i_t را مساوی صفر قرار داده، معادله را برای $LogP_t$ حل می‌کنیم. سپس این معادله را برای $LogY_t$ در معادله (۳۸) جایگزین کرده و پس از مرتب کردن معادله تقلیل یافته $LogP_t$ را برحسب متغیرهای برون‌زا و متغیرهای از پیش تعیین شده به دست می‌آوریم.

معادله تقلیل یافته برای $LogY_t$ با جایگزینی برای متغیر $LogP_t$ از معادله (۳۸) در معادله (۴۴) و صفر قرار دادن i_t در این معادله و مرتب کردن معادله برای متغیر $LogY_t$ به دست می‌آید. همچنین برای به دست آوردن حالت تقلیل یافته معادله $LogFr_t$ ابتدا با استفاده از اتحاد $Fr_t = Fr_{t-1} + Bop_t$ و نیز اتحاد $Bop_t = (\frac{1}{e_t})\, Ca_t - (\Delta Fg_t + \Delta Fp_t)$ و خطی کردن معادله از طریق تقریب آن حول میانگین نمونه آماری رابطه‌ای برای $LogFr_t$ برحسب متغیرهای از پیش تعیین شده و نیز متغیرهای بیرونی $Log\ e_t$، $LogP_t^*$، $LogDc_t$ و متغیرهای $LogY_t$ و $LogP_t$ به دست می‌آوریم. با جایگزینی برای متغیرهای $LogY_t$ و $LogP_t$ از معادله‌های تقلیل یافته این معادله‌ها، در نهایت، معادله تقلیل یافته $LogFr_t$ نیز به دست می‌آید. با قرار دادن معادله‌های تقلیل یافته متغیرهای $LogP_t$، $LogY_t$ و $LogFr_t$ در کنار هم، بردار متغیرهای هدف نظام اقتصادی را می‌توان به صورت تابعی از بردارهای متغیرهای از پیش تعیین شده، متغیرهای سیاستگذاری و متغیرهای بیرونی الگوی اقتصادی با ماتریس ضریبهای دارای ابعاد مناسب به صورت زیر نشان داد:

$$\begin{bmatrix} \log P_t \\ \log Y_t \\ \log Fr_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} .27 & -.05 & .35 \\ .81 & .30 & -.08 \\ .001 & .24 & .29 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \log P_{t-1} \\ \log Y_{t-1} \\ \log Fr_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 3.3 & .04 & .31 & -.05 & -.002 & -.004 & -.6 \\ -2 & -.005 & -.92 & .13 & -.02 & .11 & .08 \\ .63 & -.45 & -.11 & .01 & -.46 & .1 & .37 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ \log Fp_{t-1} \\ \log Dcp_{t-1} \\ \log K_{t-1} \\ \log e_{t-1} \\ \log X_{t-1} \\ \log \tilde{M}_{t-1} \end{bmatrix} \quad (51)$$

$$+ \begin{bmatrix} .3 & -.06 & .005 & .71 & -.3 \\ -.05 & .19 & -.01 & .05 & .04 \\ -.08 & .02 & .00008 & .25 & -.04 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \log Dc_t \\ \log G_t \\ \log Dtax_t \\ \log e_t \\ \log \Delta Fg \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} .005 & -.006 \\ .16 & .17 \\ .03 & .15 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \log Y_t^* \\ \log P_t^* \end{bmatrix}$$

همان طور که ملاحظه می‌شود هر عنصر ماتریس ضریبهای رابطهٔ (۵۱) میزان تأثیر یک متغیر تعیین شده از پیش، متغیر سیاستگذاری و یا متغیر بیرونی مدل را بر یکی از سه متغیر هدف الگوی

اقتصادی نشان می‌دهد. به عنوان مثال، تغییر نسبی در سطح قیمتها برحسب تغییر در اعتبارات بانکی به میزان ۱۰ درصد معادل ۳ درصد خواهد بود، به عبارت دیگر $\frac{\partial LogP_t}{\partial LogDc_t} = ۰/۳$ و برحسب ۱۰ درصد تغییر در ذخایر ارزی خارجی در دوره قبل معادل ۳/۵ درصد است: $\frac{\partial LogP_t}{\partial LogFr_{t-۱}} = ۰/۳۵$. براساس همین روابط تقلیل یافته میزان تغییر درآمد واقعی برحسب ۱۰ درصد افزایش در مخارج دولت ۱/۹ درصد است، یعنی $\frac{\partial LogY_t}{\partial LogG_t} = ۰/۱۹$ در حالی که برحسب ۱۰ درصد افزایش در ظرفیت سرمایه در دوره قبل ۱/۳ درصد خواهد بود، یعنی $\frac{\partial LogY_t}{\partial LogK_{t-۱}} = ۰/۱۳$.

با توجه به رابطه (۵۱)، همچنین ملاحظه می‌کنیم که ۱۰ درصد افزایش در سطح اعتبارات بانکی منجر به ۰/۵ درصد کاهش در سطح درآمد واقعی می‌شود $\frac{\partial LogY_t}{\partial LogDc_t} = -۰/۰۵$ و نیز ۱۰ درصد افزایش نرخ برابری ارز موجب افزایش سطح عمومی قیمتها به میزان ۷/۱ درصد و به طور همزمان افزایش ذخایر ارزی به میزان ۲/۵ درصد می‌شود. $\frac{\partial LogP_t}{\partial Loge_t} = ۰/۷۱$ و $\frac{\partial LogFr_t}{\partial Loge_t} = ۰/۲۵$.

بنابراین، در رابطهٔ (۵۱) هر عنصر از ماتریس ضریبهای مدل اقتصادی در واقع، ضریب کشش تغییرات متغیرهای هدف الگوی اقتصادی برحسب متغیرهای سیاستگذاری، برونزا و یا متغیرهای از پیش تعیین شده است.

مزیت به هم فزاینده‌هایی که به شکل ضریب کشش محاسبه شده، آن است که این به هم فزاینده‌ها تغییرات متغیرهای وابسته را برحسب درصد تغییرات متغیرهای مستقل نشان داده و به مقادیر مطلق متغیرها بستگی ندارند. البته می‌توان به هم فزاینده‌های در حالت مطلق را از به هم فزاینده‌های نسبی به دست آورد. به عنوان مثال، به هم فزاینده درآمد برحسب مخارج دولت در حالت مطلق از به هم فزاینده نسبی آن قابل استخراج است، زیرا داریم:

$$(52)...\frac{\partial Y_t}{\partial G_t} = \frac{Y_t}{G_t} \cdot \frac{\partial LogY_t}{\partial LogG_t} = (۰/۱۹)\frac{Y_t}{G_t}$$

حال با محاسبه نسبت $\frac{Y_t}{G_t}$ می‌توان به هم فزاینده $\frac{\partial Y_t}{\partial G_t}$ را نیز به دست آورد. برای مثال، اگر نسبت درآمد به مخارج دولت ۴ باشد، داریم: $\frac{\partial Y_t}{\partial G_t} = (۰/۱۹)(۴) = ۰/۷۶$ که نشان می‌دهد در دوره‌ای که نسبت درآمد به مخارج دولت ۴ بوده است ۱۰ درصد افزایش مخارج دولتی ۷/۶ واحد درآمد واقعی را افزایش می‌دهد. روشن است که به هم فزاینده‌ها در شکل ساده اخیر می‌تواند سال به سال تغییر کند. مثلاً چنانچه نسبتهای واقعی متغیرهای $\frac{Y_t}{G_t}$ و $\frac{Y_t}{Dc_t}$ را در نظر بگیریم، به هم فزاینده‌های به

دست آمده برای هر دوره زمانی که برای نسبتهای مزبور محاسبه شده باشد با به هم فزاینده دوره دیگر با توجه به تغییرات نسبتهای یادشده متفاوت خواهد بود. در جدول زیر، به هم فزاینده‌های درآمد واقعی برحسب اعتبارات بانکی و مخارج دولت برای ۵ زیر دوره سالهای ۱۳۳۸-۱۳۷۱ داده شده است. نرخ نهایی جایگزینی بین سیاست اعتبارات بانکی و مخارج دولت نیز برای همین زیر دوره‌ها محاسبه شده است.

جدول ۶. به هم فزاینده‌ها و نرخ نهایی جایگزینی بین اعتبارات بانکی و مخارج دولتی بر سطح قیمتها و درآمد

دوره	$\frac{Y_t}{(Dc_t/P_t)}$	$\frac{\partial Y_t}{\partial(Dc_t/P_t)}$	$\frac{Y_t}{G_t}$	$\frac{\partial Y_t}{\partial G_t}$	$\frac{\partial Y_t/\partial(Dc_t/P_t)}{\partial Y_t/\partial G_t}$
۱۳۴۲-۱۳۳۸	۸/۴	-۰/۵۹	۶/۷	۱/۳	-۰/۴۶
۱۳۴۸-۱۳۴۳	۶/۳	-۰/۴۵	۴/۳	۰/۸۲	-۰/۵۶
۱۳۵۷-۱۳۴۹	۴/۳	-۰/۳۱	۲/۹	۰/۵۵	-۰/۵۶
۱۳۶۶-۱۳۵۸	۱/۶	-۰/۱۱	۳/۹۶	۰/۷۵	-۰/۱۵
۱۳۷۱-۱۳۶۷	۱/۶	-۰/۱۱	۵/۱	۱/۰۲	-۰/۱۱

همان طور که ملاحظه می‌شود، اولاً به هم فزاینده‌ها در دوره‌های مختلف، مقادیر متفاوت دارند و ثانیاً تأثیر به هم فزاینده درآمد واقعی برحسب حجم اعتبارات واقعی بانکی $\frac{\partial Y_t}{\partial(Dc_t/P_t)}$ از ۰/۵۹- در دوره ۱۳۳۸-۱۳۴۱ به ۰/۱۱- در دوره ۱۳۶۷-۱۳۷۰ کاهش یافته است، در حالی که اثر به هم فزاینده مخارج دولتی پس از کاهش در اواسط دوره (۱۳۵۰-۱۳۵۷) دوباره در اواخر دوره ۱۳۶۷-۱۳۷۰ رو به افزایش گذاشته است. در هر حال در مقایسه دو به هم فزاینده فوق، لازم است دقت شود که متغیر حجم اعتبارات بانکی Dc_t یک متغیر سطح است، در حالی که متغیر مخارج دولت (G_t) یک متغیر جریان است.

۷. خلاصه و نتیجه گیری

در این مقاله، الگوی اقتصادسنجی برای ایران ارائه شد. مدل برآورد شده تقریب معقولی از اقتصاد

کلان ایران در دوره ۱۳۳۸-۱۳۷۲ به دست می‌دهد. براساس ضریبهای معادله‌های رفتاری مدل توانستیم تحلیلی از رفتار عوامل اقتصادی در این دوره انجام دهیم. برخی از ویژگیهای اقتصادی مثل تحرک سرمایه مالی و کم کشش بودن مخارج مصرفی و سرمایه گذاری خصوصی نسبت به نرخ بهره و تأثیر مهم تورم در تقاضا برای پول در مقابل تأثیر قابل چشمپوشی نرخ بهره بر این متغیر دلالتهای مهمی بر سیاست اقتصادی دارند. تقریب شیب منحنیهای IS-LM-BP نیز اجازه داد که یک تحلیل ایستای مقایسه‌ای در وضعیت تعادل کوتاه‌مدت از الگوی اقتصادی به دست دهیم. معلوم شد که در نظام اقتصادی مورد بحث یک رشد اقتصادی که تحت تأثیر انبساط مالی یا انبساط پولی حاصل شده باشد، می‌تواند بلافاصله منجر به کسری ترازپرداختها یا عدم تعادل در بخش خارجی اقتصاد شود. از طرفی به دلیل نبود سیاست عملیات بازار باز که می‌توانست اثر تورمی تعدیل نرخ ارز را خنثی کند، معلوم شد که سیاست انبساطی پولی با تثبیت نرخ اسمی ارز می‌تواند از طریق کاهش رقابت‌پذیری اقتصاد، نظام اقتصادی را در سطح درآمد واقعی پایین‌تر با سطح قیمتهای بالاتر قرار دهد، در حالی که سیاست انبساطی پولی و مالی همراه با تعدیل نرخ ارز به طور همزمان، منجر به افزایش سطح عمومی قیمتها و در عین حال افزایش درآمد واقعی خواهد شد. در این مقاله، همچنین با به دست آوردن ضرایب به هم فزاینده سیاست اقتصادی، تأثیر نسبی متغیرهای مستقل بر متغیرهای وابسته الگوی اقتصادی را سنجیدیم. به طور کلی، متغیرهای سیاست مالی بر بخش واقعی اقتصاد و متغیرهای پولی بر سطح قیمتها اثر نسبی بیشتری نشان می‌دهد. در حالی که نقش ضعیف متغیر مالیات و تأثیر مهم نرخ ارز بر سطح قیمتها را می‌بایست از ویژگیهای اقتصاد کلان ایران در این دوره دانست.

پیوست: روش تحلیل ایستای مقایسه‌ای[1]

تحلیل ایستای مقایسه‌ای روشی است که از طریق آن تغییرات مدل اقتصادی در وضعیت تعادلی تحت تأثیر تغییرات متغیرهای سیاستگذاری مورد بحث قرار می‌گیرد. از نظر جبری، تحلیل ایستای مقایسه‌ای، تعیین مشتقهای جزئی هر کدام از متغیرهای درونی مدل برحسب تغییرات متغیرهای بیرونی در وضعیت تعادل نظام اقتصادی است. در متنهای مربوط به اقتصاد کلان، تحلیل ایستای مقایسه‌ای برای تحلیل اثر بخشی سیاستهای جایگزین اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در حالت عمومی، یک مدل اقتصاد کلان، شامل n معادله ساختاری با n متغیر درونی و m متغیر بیرونی است. بنابراین، خواهیم داشت:

$$fi\,(Y_1, Y_2,...Y_n, X_1, X_2,...X_m) = 0 \qquad i = 1,...,n$$

که در آن Y_1 متغیرهای درونی و X_j متغیرهای بیرونی الگوی اقتصادی است. برای یک بردار مفروض متغیرهای بیرونی X، حل معادله‌ها در وضعیت تعادلی بردار تعادلی متغیرهای درونی مدل را به دست می‌دهد. معادله‌های ساختاری الگوی اقتصادسنجی، معمولاً به شکل خطی یا خطی - لگاریتمی است. بنابراین، این معادله‌ها، قابلیت مشتق‌گیری دارند. با در نظر گرفتن معادله‌های رفتاری مدل اقتصادی مورد بحث می‌توان دریافت که دترمینان ماتریس ژاکوبین زیر غیر صفر خواهد بود:

$$\begin{vmatrix} \frac{\partial f_1}{\partial y_1} & \frac{\partial f_1}{\partial y_2} & & \frac{\partial f_1}{\partial y_n} \\ \frac{\partial f_2}{\partial y_1} & \frac{\partial f_2}{\partial y_2} & & \frac{\partial f_2}{\partial y_n} \\ & & & \\ \frac{\partial f_n}{\partial y_1} & \frac{\partial f_2}{\partial y_2} & & \frac{\partial f_n}{\partial y_n} \end{vmatrix} \quad \ldots(53)$$

1. Comparative Statics

غیر صفر بودن ماتریس ژاکوبین الگوی اقتصادی اجازه می‌دهد قضیه تابع غیرصریح را در اینجا به کار برد. براساس این قضیه هر متغیر درونی مدل را می‌توان به صورت تابعی از متغیرهای سیاستگذاری، بیرونی و متغیرهای از پیش تعیین‌شده نشان داد. دستگاه معادله‌هایی که در آن هر متغیر درونی به صورت تابعی از متغیرهای بیرونی، متغیرهای سیاستگذاری و متغیرهای تعیین شده نشان داده شده باشد، به شکل زیر خواهد بود:

$$(54)\ldots\ y_i = y_i(x_1, x_2, \ldots, x_m) \qquad i = 1, \ldots, n$$

دستگاه معادله‌های بالا به شکل تقلیل یافته سیستم معادله‌ها معروف است. دراین صورت، می‌توان با حل دستگاه معادله‌های بالا مستقیماً نتایج ایستای مقایسه‌ای را با محاسبه ماتریس مشتقهای جزئی حالت تقلیل یافته مدل به دست آورد که به طور کلی، به صورت زیر است:

$$(55)\ldots\left[\frac{\partial y_i}{\partial x_j}\right] \qquad i = 1, \ldots, n \quad j = 1, \ldots, m$$

منابع

Amuzegar, S. (1993). *Iranian Economy Under The Islamic Republic.* I.B.Tauris & Co. Ltd.

Assali, M. (1996). *A Macroeconomic Model for a Developing Country.* Unpublished Thesis.

Baldwin, G. (1967). *Planning and Development in Iran.* Baltimore: John Hopkins University Press.

Bank Markazi Iran (1960-1993). *Annual Reports.* Tehran.

Barro, R.J. (1976). Rational Expectation and the Role of Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics.* Vol. 2, pp. 1-33.

Behdad, S. (1986). Foreign Exchange Gap, Structural Constraints and the Political Economy of Exchange Rate Determination in Iran. *Journal of the Middle East Studies,* Vol. 20, pp. 1-21.

Blanchard, O. J. and Khan, C. M. (1980). The Solution of Linear Difference Models Under Rational Expectations. *Econometrica.* Vol. 48, pp. 1035-1311.

Chhibber, A., M. Dailami and N. Shafik (1992). Reviving Private Investment In Developing Countries. *Empirical Studies and Policy Lessons.* North Holland.

Chow, G. C. (1960). Tests of Equality Between Subsets of Coefficients of Two Linear Regression Models. *Econometrica,* pp. 591-605.

Cuthbertson, K. S. Hall and M. Taylor (1992). *Applied Econometric Techniques.* London: Harvester/Wheatsheaf.

Cuthbertson, K. and M. Taylor (1987). *Macroeconomic Systems.* Oxford: Basil Blackwell.

Dadhkah, M. and F. Zahedi (1986). *Simultaneous Estimation of Production Function and Capital Stock in Developing Countries.* pp. 443-451.

Evans, J.L. (1983). The Dynamic Behaviour of Alternative Price Adjustment Mechanism. *The Manchester School.* Vol. 51 pp. 33-44.

Farzin, Y. H. (1995). Foreign Exchange Reform in Iran: Badly Designed Badly Managed. *World Development.* Vol. 23, No. 6 pp. 987-1001.

Fisher, P. G., S. Holly and A. J. Hughes Hallett (1986). Efficient Solution Techniques for Dynamic Non-linear Rational Expectations Models. *Journal of Economic Dynamic and Control.* Vol. 10, pp. 139-45.

Friedman, M. (1968). The Role of Monetary Policy. *American Economic Review.* Vol. 58 pp. 1-17.

Gandolfo, G. (1971). *Mathematical Methods and Models in Economic Dynamics.* Amsterdam: North-Holland.

Goodhart, C.A.E. (1989). *Money Information and Uncertainty.* Mac Millan Education Ltd.

Hall, R. (1978). Stochastic Implication of the Life-Cycle Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. *Journal of Political Economy.* Vol. 86 pp. 971-987.

Hall, S. G. and S.G.B. Henry (1988). *Macroeconomic Modelling.* Amsterdam: North Holland.

Haque, N. (1988). *Fiscal Policy and Private Saving Behaviour in Developing Economies.* IMF Staff Papers. Vol. 35, pp. 405-15.

Haque, N. K. Lahiri and P. Monteil (1990). *A Macroeconometric Model For Developing Countries.* IMF Staff Papers. Vol. 37, pp. 537-559.

Haque, N. and P. Montiel (1989). Consumption in Developing Countries: Testing Liquidity Constraints and Finite Horizon. *Review of Economics and Statistics.* Vol. 71, pp. 408-15.

Haque, N. K. Lahiri and P. Montiel (1993). Estimation of a Macroeconomic Model With Rational Expectation and Capital Control For Development Countries. *Journal of Development Economics.* Vol. 42, pp. 337-350.

Honohan, P. (1994). Inflation and Demand For Money in Developing Countries. *World*

Development. Vol. 22, pp. 215-225.

International Monetary Fund (1960-1993). *International Financial Statistics.* Washington D.C.

Karshenas, M. (1990). *Oil, State and Industrialisation in Iran.* Cambridge University Press.

Karshenas, M. and M. H. Pesaran (1995). Economic Reform and the Reconstruction of the Iranian Economy. *Middle-East Journal.* pp. 89-110.

Khan, M. (1980). *Monetary Shocks and The Dynamics of Inflation.* IMF Staff Papers. Vol. 27, pp. 250-288.

Khan, M. (1980). *Import and Export Demand In Developing Countries.* IMF Staff Papers, Vol. 27, pp. 678-705.

Khan, M. and P. Montiel (1989). *Growth-Oriented Adjustment: A Conceptual Framework.* IMF Staff Paper. Vol. 36, pp. 279-306.

Khan, M. and M. Knight (1981). *Stabilisation Programme in Developing Countries: Formal Framework.* IMF Staff Papers. Vol. 28, pp. 1-53.

Khan, M. and M. Knight (1982). Unanticipated Monetary Growth and Inflationary Finance. *Journal of Money Credit and Banking.* Vol. 14, pp. 347-64.

Khan, M. and M. Knight (1990). *Stabilisation Programme in Developing Countries With a Parallel Market for Foreign Exchange.* IMF Staff Paper. Vol. 37, pp. 36-394.

Khan, M. and J. Ostry (1992). Response of the Equilibrium Real Exchange Rate to Real Disturbances in Developing Countries. *World Development.* Vol.20, pp. 1325-1334.

Khan, M. and R. R. Reinhart (1989). Private Investment and Economic Growth in Developing Countries. *World Development.* Vol. 18.

Khan, M. and M. Knight (1988). Import Compression and Export Performance in Developing Countries. *The Review of Economics and Statistics.* pp. 315-321.

Kiani, K. H. (1992). The Estimation of Aggregate Consumption Function in Iran. *Eghtesad (Economics).* Vol. 1, pp. 5-28.

Klein, L. et al (1992). *Comparative Performance of U.S. Econometric Models.* Oxford University Press.

Klein, L. (1993). Use of Mainstream Macroeconometric Models for Policy Formation. in *Macroeconomic Modelling and Policy Implications Honkaponhja.* S. and M. Ingberg (eds). Amesterdam: North-Holland.

Krugman, P. (1989). Income Elasticities and Real Exchange Rates. *European Economic Review.* Vol. 33, pp. 1031-54.

Krugman, P. (1990). Endogenous Innovation, International Trade and Growth. Ch. II, in *Rethinking International Trade.* Cambridge MA.: MIT press.

Laidler, D. (1984). The Buffer Stock Notion in Monetary Economics. *Conference Proceedings.* Supplement to the Economic Journal, Vol. 94, pp. 17-34.

Laidler, D. (1993). The Demand For Money: Theories Evidence and Problems (4ed). London: Harper Collins College Publisher.

Looney, R. (1982). *Economic Origins of Iranian Revolution.* New York: Pergmangn Press.

Lucas, R.E. (1976), Economic Policy Evaluation: A Critique. in A. Brunner and A.H. Meltzer (eds). *Supplement to Journal of Money and Finance.*

Lucas, R.E Jr. (1973). Some International Evidence on Output-Inflation Trade-offs. *American Economic Review.* Vol. 63, pp. 326-34.

MacDonald, R. and M. P. Taylor (1990). The Term Structure of Forward Foreign Exchange Premia: The Inter-War Experience. *The Manchester School.* Vol. 58, pp. 54-65.

Maddala, G. S. (1992). *Introduction to Econometrics.* New York: Macmillan Publisher Company.

Makin, J.H. (1982). *Effects of Inflation Control Programme on Expected Real Interest Rate.* IMF Staff Papers, Vol. 29, 204-232.

Mccallum, B. T. (1976). Rational Expectations and The Natural Rate Hypothesis: Some Consistent Estimates. *Econometrica.* Vol. 44, pp. 43-52.

Mckinnon, R. I. (1973). *Money and Capital in Economic Development.* Washington D.C.: The Brookings Institute.

Montiel. P. (1991). *The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Less Developed Countries.* IMF Staff Papers. Vol. 38, pp. 83-107.

Morishima, M. Y. Murata, T. Nisse and M. Saito (1972). *The Working of Econometic Models.* Cambridge University Press.

Motamen, H. (1979). *Expenditure of Oil Revenue: An Optimal Control Approach With Application to Iranian Economy.* New York St. Martin's Press.

Mundell, R. (1963). Inflation and Real Interest. *Journal of Political Economy.* Vol. 71, pp. 280-87.

Muscatelli, V.A. T.G. Srinivasan and D. Vines (1994). The Empirical Modelling of NIE Exports: An Evaluation of Different Approaches. *Journal of Development Studies.* Vol. 30, pp. 279-302.

Naylor, T. H. (1971). *Computer Simulation Experiments with Models of Economic System.* John Wiley & Sons Inc.

Patinkin, D. (1956). *Money, Interest and Prices.* New York: Harper and Row.

Pesaran, M. H. (1992). The Iranian Foreign Exchange Policy and the Black Market for Dollars. In *Journal of the Middle East Studies.* Vol. 24, pp. 101-126.

Pesaran, M. H. (1982). Macroeconomic Policy in an Oil Exporting Economy With Foreign Exchange Controls. *Economica.* Vol. 51, pp. 253-270.

Pindyck, R. S. and D. L. Rubinfeld (1976). *Econometric Models and Economic Forecasts.* McGraw-Hill Book Company.

Pugh-Roberts associates (1986). *Professional Dynamo Plus: Introductory Guide and Tutorial.* Cambridge. MA.

Rao, C. R. (1952). *Advanced Statistic Methods in Biometric Research.* New York. Wiley.

Rao, M. J. M. (1987). *Filtering and Control of Macroeconomic Systems: A Control System Incorporating the Kalman Filter for Indian Economy.* Amsterdam: North-Holland.

Sargent T. and N. Wallace (1975). Rational Expectations, the Optimal Monetary Instruments and the Optimal Monetary Rule. *Journal of Political Economy.* Vol. 83, pp. 241-254.

Shafik, N. (1992). Private Investment and Public Policy: The Egyptian Case. in *Reviving Private Investment in Developing Countries.* Chhibber, A., M. Dailami and N. Shafik (ed). North-Holland.

Shafiqul Islam (1984). Devaluation, Stabilisation Policies and the Developing Countries. *Journal of Development Economics.* Vol. 14, pp. 37-60.

Shaw, E. S. (1973). *Financial Deepening in Economic Development.* Oxford University Press.

Stevenson, A., V. Muscatelli, and M. Gregory (1988). *Macroeconomic Theory and Stabilisation Policy.* Philip Allan.

Wickens, M. R. (1982). The Efficient Estimation of Econometric Models With Rational Expectations. *Review of Economics and Statistics.* Vol. 49, pp. 55-68.

Wilson, R. (1995). Economic Development in the Middle-East. London: Routledge.

Wong, C. (1979). *Demand For Money in Developing Countries: Some Theoretical and Empirical Results.* IMF Staff Papers, Vol.3, pp. 59-86.

World Bank (1980). *World Development Report.* Washington D.C.