مجله برنامه و بودجه، شمارهٔ ۸، ص. ۷-۲۳.

انتخاب مدل بهینهٔ مصرف در ایران با اتکا به روشهای اقتصادسنجی

نویسنده: دکتر محمدرضا منجذب

چکیده

نظریه‌های اقتصادی مختلف در زمینه‌های گوناگون، یکی از موضوعهای مورد توجه اقتصاددانان بوده است. در زمینه مصرف، طرح نظریه‌های متفاوت و جدال برانگیز در علم اقتصاد، این پرسش را به ذهن متبادر می‌سازد که در تبیین رفتار مصرفی جامعه، پیش‌بینی و برنامه‌ریزیها کدام یک از شقوق توابع مصرف کینز، فریدمن، دوزنبری، مادیگلیانی و جز اینها معیار و ملاک قرار گیرد؟ انتخاب هر یک از این موارد، بالطبع پیامدهای گوناگونی را به ارمغان می‌آورد. این نوشتار، در صدد انتخاب مدل بهینهٔ مصرف ایران با استمداد از روشهای اقتصادسنجی مناسب و جدید در تبیین رفتار مصرفی اقتصاد ایران می‌باشد.

مقدمه

از میان نظریه‌های مختلف اقتصاد در زمینهٔ مصرف، مدلهای محوری در این زمینه عبارتند از توابع مصرف کینز، دوزنبری، فریدمن و مادیگلیانی. این مدلها با فرض نبود توهم پولی در زمینه مصرف جامعه، به معنای تأثیرپذیری مصرف واقعی از درآمد واقعی و نه پارامترهای اسمی، موردبررسی و تحلیل قرار می‌گیرند. بنابراین، یک بعد دیگر در این زمینه، آزمون وجود توهم پولی در تابع مصرف هر یک از موارد فوق است. در زیر، ضمن بیان نوشتارهای مربوط به توابع فوق، در حد

اختصار به آزمون و انتخاب تابع مصرف بهینه در ایران می‌پردازیم.

مروری اجمالی بر نوشتارهای مربوط به این موضوع

۱. تابع مصرف کینز

ابتدا نظریهٔ مصرف توسط اقتصاددان معروف، کینز، مطرح می‌گردد، به طوری که مصرف واقعی تابعی از درآمد قابل تصرف است. میل نهایی به مصرف یا تغییر در مصرف به واسطه تغییر در یک واحد از درآمد قابل تصرف مثبت و کوچکتر از یک است:

$$C_t = f(Yd_t) \quad , \quad ۰ < \frac{\Delta C}{\Delta Yd} < ۱$$

به طوری که C مصرف و Yd درآمد قابل تصرف است. به لحاظ اینکه متغیرها برحسب واقعی محاسبه و برآورد می‌شوند، توهم پولی در مدل مصرف کینز وجود ندارد. در تابع مصرف کینز، مصرف جاری تابعی از درآمد جاری است. معمولاً در عمل تابع مصرف خطی زیر برای تخمین تابع کینز مورد استفاده قرار می‌گیرد:

$$C = C + bYd$$

به طوری که C مصرف مستقل، C مصرف جاری و b میل نهایی به مصرف است.

۲. فرضیهٔ درآمد نسبی دوزنبری

در تابع مصرف دوزنبری، رفتار مصرفی بستگی به درآمد جاری و سطوح درآمدی گذشته دارد و براساس بالاترین سطح درآمد گذشته نیز تنظیم می‌گردد. بالاترین سطح درآمد در دوره‌های قبل مصرف را تحت تأثیر قرار می‌دهد، و بدین جهت، اُفت در درآمد تغییر ناگهانی در سطح مصرف را به دنبال ندارد. وجود اثر چرخ دنده‌ای در مدل مصرف دوزنبری، بیان کنندهٔ تأثیرپذیری مصرف، نه تنها از درآمدهای جاری، بلکه از بالاترین سطح درآمدی تاکنون است. بالاترین سطح درآمد به‌صورت زیر به دست می‌آید:

$$Y_{max} = Max\ (Y_{t-۱}\ ,\ Y_{t-۲}\ ,\ ...)$$

به طوری که :

$$C_t = f(Y_t\ ,\ Y_{max})$$

مدل دوزنبری توسط براون توسعه می‌یابد، به طوری که مردم رفتار خود را به آهستگی تغییر می‌دهند، و از این رو، علاوه بر درآمد قابل تصرف، بیشترین میزان مصرف یا مصرف دورهٔ قبل نیز بر مصرف جاری تأثیر دارد.

$$C_t = f(Y_t , C_{max})$$

یا

$$C_t = f(Y_t , C_{t-1})$$

۳. فرضیه درآمد دایم فریدمن

نظریهٔ فریدمن مبتنی بر این فرض است که مردم مصرف خود را با درآمد دایم منطبق می‌نمایند، و بدین روی، درآمد جاری تبیین کنندهٔ رفتار مصرفی آنان نمی‌باشد. تغییرات اتفاقی در درآمد مصرف را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد و درآمد مورد انتظار نرمال یا درآمد دایم تنظیم‌کنندهٔ رفتار مصرفی مردم است. این میزان درآمد، بدون کم یا زیاد شدن ثروت، قابل مصرف است. تابع مصرف فریدمن به صورت زیر طرح می‌گردد:

$$C_t = KYP_t$$

به طوری که C_t مصرف جاری و YP_t درآمد دایم زمان جاری و قابل تصرف است. چون اطلاعات آماری درآمد دایم دردسترس نمی‌باشد، عملاً فریدمن فرض می‌نماید که این متغیر تابعی وزنی و کاهنده از درآمد جاری و درآمد در دوره‌های گذشته است:

$$YP_t = \lambda Y_t + \lambda(1-\lambda)\, Y_{t-1} + \lambda(1-\lambda)^2\, Y_{t-2} + \dots$$

۴. فرضیهٔ دورهٔ زندگی مادیگلیانی

رفتار مصرف و پس‌انداز فرد در یک دورهٔ بلندمدت تنظیم می‌گردد و از نظر مادیگلیانی فرد، در دورهٔ اول زندگی خود از کودکی تا جوانی، تنها مصرف‌کننده است و درآمدی ندارد و در دورهٔ دوم یا میانسالی فرد باکسب درآمد و اندوختن پس‌انداز، ثروتی را به صورت متراکم به دست می‌آورد که پاسخگوی پس‌انداز منفی وی در ابتدا یا دورهٔ اول زندگی و انتها یا دورهٔ کهنسالی او می‌باشد. بدین ترتیب، مصرف فرد به درآمد و موجودی ثروت فرد و درآمدهای مورد انتظار آتی او بستگی

دارد. بنابراین، مصرف فرد تابعی از درآمد جاری، ثروت دورهٔ قبل و درآمد مورد انتظار است:

$$C_t = f(W_{t-1}, Y_t, Y_t)$$

که چون دادهٔ مربوط به درآمد مورد انتظار یا Y_t در دسترس نمی‌باشد، در عمل از مدل حذف می‌گردد و ثروت فرد در حال حاضر نیز حاصل جمع پس‌انداز این دوره و ثروت دورهٔ قبل است. در نهایت، تابع مصرف به صورت زیر قابل استخراج است:

$$C_t = \alpha W_{t-1} + \beta Y_t \qquad (1)$$

به طوری که W_{t-1} ثروت با یک وقفه است و نیز:

$$W_t = W_{t-1} + (Y_t - C_t) \Rightarrow W_t - W_{t-1} = Y_t - C_t$$

با اعمال یک وقفه در معادلهٔ اخیر، معادلهٔ (۲) حاصل می‌شود:

$$W_{t-1} - W_{t-2} = Y_{t-1} - C_{t-1} \qquad (2)$$

همچنین با اعمال یک وقفه در معادلهٔ (۱) معادلهٔ (۳) به دست می‌آید:

$$C_{t-1} = \alpha W_{t-2} + \beta Y_{t-1} \qquad (3)$$

چنانچه از معادلهٔ (۱) معادلهٔ (۳) کسر گردد، خواهیم داشت:

$$C_t - C_{t-1} = \alpha(W_{t-1} - W_{t-2}) + \beta(Y_t - Y_{t-1}) \qquad (4)$$

با جایگذاری از رابطهٔ (۲) در رابطهٔ (۴) معادلهٔ (۵) عاید می‌گردد:

$$C_t = \beta Y_t + (\alpha - \beta) Y_{t-1} + (1 - \alpha) C_{t-1} \qquad (5)$$

در نهایت، تابع (۵) ملاک تخمین از مدل مادیگلیانی قرار می‌گیرد.

۵. ارزیابی تأثیر تورم بر مصرف

پس از فروپاشی نظام پایهٔ طلا - پول در دههٔ ۱۹۷۰ و ظهور مشکل تورم، اقتصاددانان بر تأثیر تورم روی مصرف تأکید گذاشتند و این تأثیر را به صورت منفی بر مصرف واقعی معرفی نمودند. در این صورت، پارامترهای اسمی چون تورم بر پارامترهای واقعی همچون مصرف واقعی تأثیر داشته و توهم پولی در مدل ظاهر می‌گردد. تابع مصرف با توهم پولی می‌تواند به شکل هر یک از توابع فوق طرح گردد و متغیر تورم به عنوان متغیر توضیحی وارد مدل شود:

$$C_t = f(Yd_t, P_t)$$

به طوری که P_t میزان تورم در دورهٔ t می‌باشد. معناداری ضریب این متغیر بازگوکنندهٔ وجود

توهم پولی در تابع مصرف است.

بررسی مدل ایران

در این بررسی، داده‌های مربوط به مصرف بخش خصوصی (CO)، درآمد ناخالص ملی به قیمت بازار (YD) به عنوان بیانگر[1] درآمد قابل تصرف، CPI شاخص قیمتی خرده فروشی و $P\phi$ نرخ تورم محاسبه شده بر مبنای شاخص CPI طی دورهٔ زمانی ۱۳۳۸-۱۳۷۳ مورد استفاده قرار می‌گیرند.

ماهیت نوسانی داده‌های ایران

باآزمون ریشهٔ واحد[2] از داده‌های فوق مشخص گردید که تمامی متغیرهای فوق غیرساکن بوده و باید تبدیل به ساکن گردند (جدول ۱). درصورتی که داده‌های غیر ساکن در مدل تخمینی به کار روند، چون این داده‌ها در طول زمان دارای واریانس و میانگین باثبات نیستند، آماره‌های t و F معتبر نبوده و مدل تخمینی قابل استناد نمی‌باشد. یکی از راههای ساکن نمودن داده‌ها، اعمال روندزدایی[3] از داده‌های غیرساکن است و این در شرایطی است که داده‌های غیرساکن تحت تأثیر روند زمان بوده و تغییرات زمان موجب تغییر و عدم سکون این متغیرها باشد. در این صورت، اعمال روندزدایی از داده‌های فوق، متغیرهای غیرساکن را تبدیل به ساکن می‌نماید.

جدول ۱. آزمون ریشهٔ واحد از داده‌های مدل

متغیر / مورد	CO	YD	CMAX	CPI	DCO	DYD	RYP	RCO	RYD
آمارهٔ t دیکی فولر	-۰/۹۷	-۱/۴۶	-۰/۹۳	-۰/۱۹	-۲/۶۷	-۳/۱۹	-۴/۳۲	-۳/۴۳	-۳/۴۹
۱٪مقادیربحرانی‌مکینون	-۳/۸۱	-۳/۸۱	-۳/۸۱	-۳/۷۹	-۳/۸۱	-۳/۸۱	-۲/۶۳	-۲/۶۴	-۲/۶۴
۵٪	-۳/۰۲	-۳/۰۲	-۳/۰۲	-۳/۰۱	-۳/۰۲	-۳/۰۲	-۱/۹۵	-۱/۹۵	-۱/۹۵
۱۰٪	-۲/۶۵	-۲/۶۵	-۲/۶۵	-۲/۶۵	-۲/۶۵	-۲/۶۵	-۱/۶۲	-۱/۶۲	-۱/۶۲

1. Proxy
2. Unit Root Test
3. Detrend

روندزدایی از داده‌های غیرساکن

متغیر مصرف واقعی بخش خصوصی (CO) غیرساکن است و تابعی معنادار از روند زمان (T) است، و بنابراین، به روش آزمون و خطا CO برحسب T در زیر تخمین می‌خورد:

$$CO_t = ۲۴۴/۹\,T + ۱/۲\rho_{t-۱} - ۰/۵\rho_{t-۲} \qquad (۶)$$

t : (۳۱/۴) (۸/۲) (-۳/۷۴)

$R^۲$= ۰/۹۸۵ DW= ۲/۱۹ F= ۱۰۷۶

بنابراین، مصرف تابعی از روند زمان است و برای روندزدایی از مصرف، تابع (۶) مورد برازش قرار می‌گیرد و سپس مصرف بدون روند به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$RCO_t = CO_t - CO_t$$

به طوری که CO مقدار برازش شدهٔ مصرف از تابع (۶) و RCO مصرف بدون روند براساس آزمون ریشهٔ واحد، ساکن بوده، و بنابراین، در توابع بعدی مصرف مورد استفاده قرار می‌گیرد.

به همین نحو، چون YD غیر ساکن است و تابعی از زمان است، به صورت مدل (۷) تخمین می‌خورد:

$$YD_t = ۳۹۷/۶\,T + ۱/۱\rho_{t-۱} - ۰/۳\rho_{t-۲} \qquad (۷)$$

t : (۱۱/۸) (۶/۶) (-۱/۷۷)

$R^۲$= ۰/۹۶ DW= ۲/۱۴ F= ۳۷۱/۸

میزان برازش شدهٔ YD از مدل (۷) یا YD از YD کسر شده و RYD متغیر بدون روند و ساکن‌شدهٔ درآمد به دست آمده و در مدلهای مصرف به کار می‌رود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

تخمین توابع مصرف

۱. تابع مصرف کینز

در تابع سنتی مصرف کینز، مصرف، تابعی از درآمد قابل تصرف است، و در زیر، با استفاده از داده‌های ساکن شدهٔ این دو متغیر، مدل مصرف کینز به روش آزمون و خطا به صورت زیر تخمین

می‌خورد:

$$RCO_t = ۰/۱۳ RYD_t - ۰/۳\rho_{t-۱} \qquad (۸)$$

t : (۲/۲) (-۱/۷)

$R^۲ = ۰/۰۸$ DW= ۱/۹۷ F= ۳/۹

مصرف در تابع فوق مورد برازش قرار می‌گیرد و با حرف CK در تحلیلهای بعدی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

۲. تابع مصرف دوزنبری

برای تخمین این تابع، ابتدا مقدار C_{max} یا بیشترین میزان مصرف دوره‌های قبل بدین نحو به دست می‌آید که با استفاده از داده‌های مصرف هر دوره و مقایسهٔ آن با دورهٔ پیش، اگر مقدار آن نسبت به دورهٔ پیش افزایش داشته باشد، همان مقدار به عنوان مصرف حداکثر تلقی می‌شود و اگر کمتر از مصرف دورهٔ پیش است مصرف دورهٔ پیش به عنوان مصرف حداکثر در این دوره تلقی می‌شود، و بدین صورت، داده‌های مربوط به C_{max} از داده‌های مصرف (CO) استخراج می‌گردد. سپس چون با آزمون ریشهٔ واحد معلوم شد که داده‌های مربوط به C_{max} ساکن نیستند و تابعی از روند به شمار می‌روند، بنابراین، از آن روندزدایی شده و با حرف CM یا مصرف حداکثر ساکن شده -براساس تعبیر دوزنبری - در تخمین تابع مصرف دوزنبری به کار می‌رود. به روش آزمون و خطا تابع مصرف دوزنبری به صورت زیر تخمین می‌خورد:

$$RCO_t = ۰/۷۲ CM_t \qquad (۹)$$

t : (۴/۶۲)

$R^۲ = ۰/۳۹$ DW = ۲/۴ S.D. = ۲۹۹

سپس با برازش RCO از مدل (۹) مقدار CD به دست می‌آید که در تحلیلهای بعدی به عنوان نمایندهٔ مدل دوزنبری به کار می‌رود.

جدول ۲. داده‌های مربوط به مصرف، مصرف حداکثر، درآمد، سطح قیمتها و نرخ تورم

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۳.مقادیر حداقل و حداکثر و رابطهٔ همبستگی میان آنها (تعداد مشاهدات: ۳۴)

۳. تابع مصرف مادیگلیانی

در این تابع، مصرف تابعی از درآمد، درآمد و مصرف با یک وقفه است و به‌روش آزمون و خطا مدل (۱۰) تخمین می‌خورد:

$$RCO_t = ۰/۱\,RYD_t + ۰/۱۶\,RYD_{t-۱} - ۰/۲۴\,RCO_{t-۱} \qquad (۱۰)$$

t : (۱/۷) (۲/۶۴) (-۱/۴۴)

$R^۲ = ۰/۱۸۹$ DW = ۲/۱ F = ۴/۷۳

مدل (۱۰) مورد برازش قرار می‌گیرد و مقدار CMOD به نمایندگی از مدل مادیگلیانی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

۴. تابع مصرف فریدمن

برای محاسبهٔ درآمد دایم براساس پیشنهاد فریدمن از فرمول (۱۱) استفاده می‌شود:

$$YP_t = \lambda Y_t + \lambda(1-\lambda)\, Y_{t-1} + \lambda(1-\lambda)^2\, Y_{t-2} + \lambda(1-\lambda)^3\, Y_{t-3} \qquad (11)$$

به λمقادیر ۰/۷ ، ۰/۸ ، ۰/۹ و ۰/۹۵ در مدل (۱۱) داده شده و سپس تابع مصرف فریدمن تخمین می‌خورد و هر یک از مقادیر فوق که توضیح‌دهندگی‌بیشتری (R^2، t و Fبهتر) داشته باشد، مورد قبول واقع می‌شود. در ایران، ۰/۹۵ = λبهتر از سایر مقادیر بوده و ملاک محاسبهٔ درآمد دایم فریدمن قرار می‌گیرد. سپس درآمد دایم محاسبه شده ازطریق روندزدایی ساکن می‌گردد (RYP) و به روش آزمون و خطا مدل تابع مصرف فریدمن در زیر تخمین می‌خورد:

$$RCO_t = ۰/۱۳۴\, RYP_t - ۰/۲۹\rho_{t-1} \qquad (12)$$

t : (۲/۵۸) (-۱/۷۱)

R^2 = ۰/۱۳ DW = ۱/۹۶ F = ۵/۸۵

متغیر CF مقادیر برازش شدهٔ RCO از معادلهٔ (۱۲) به عنوان نمایندهٔ مدل فریدمن تلقی می‌گردد.

۵. مدل مصرف با توهم پولی

معناداری ضریب ϕRP متغیر نرخ تورم بدون روند یا ساکن شده در مدل مصرف دال بر وجود توهم پولی در تابع مصرف ایران است و به‌روش آزمون و خطا مدل (۱۳) درزیر تخمین می‌خورد:

$$RCO_t = -۱۳/۷۶\, RP\phi_t \qquad (13)$$

t : (-۱/۶۱)

R^2 = ۰/۰۷۴ DW = ۲/۲ S.D. = ۳۰۱/۴

علامت منفی ضریب نرخ تورم بدین معناست که وجود تورم و وضعیت تورمی، اثر منفی بر مصرف واقعی در اقتصاد ایران داشته و از این نظر منطبق بر تئوری است. مقدار RCO از مدل فوق مورد برازش قرار می‌گیرد (CP) و مورد استفاده قرار می‌گیرد.

انتخاب مدل بهینهٔ مصرف ایران

روشهای متفاوتی در این انتخاب قابل اعمال است. دو روش مرسوم در این زمینه معروف به Nested and Non-nested Tests می‌باشند. در روش Nested Test، مدلهای (۸) تا (۱۳) که دارای

یک متغیر وابستهٔ مشترک یا RCO هستند با یکدیگر قابل مقایسه هستند و چون قدرت توضیح‌دهندگی مدل دوزنبری (R^2 و Fبالاتر) از همه بیشتر است، بدین روی، مدل بهینهٔ مصرف ایران مدل دوزنبری است.

در آزمون Non-nested به دو شکل می‌توان عمل نمود. در روش اول، مقادیر برازش شدهٔ توابع مصرف یادشده را به عنوان متغیرهای توضیحی در یک مدل خطی که متغیر وابستهٔ آن مصرف باشد به شرح زیر به کار برده و تخمین می‌زنیم:

$$RCO_t = ۳/۱۹CK_t + ۱/۰۳CD_t + ۱/۰۶CMOD_t - ۳/۲CF_t + ۱/۴CP\phi_t \qquad (۱۴)$$

t : (۲/۶) (۴/۵) (۲/۰۲) (-۲/۳) (۳/۲)

R^2= ۰/۶۰۳ DW= ۱/۷۶ F= ۱۳/۱

در معادلهٔ (۱۴) معناداری بالاتر هر یک از متغیرها دال بر توضیح دهندگی بهتر آن متغیر (نمایندهٔ یک تابع مصرف خاص) است. در این وضعیت، متغیر CD که نمایندهٔ تابع مصرف دوزنبری است به طور قویتری مصرف را توضیح می‌دهد، و بنابراین، مورد قبول قرار می‌گیرد و نتیجهٔ قبلی تأکید و تقویت می‌گردد.

در روش دوم، تخمین تابع غیرخطی زیر صورت می‌پذیرد:

$$RCO_t = C_۱ + C_۲ (C_۳CK_t + C_۴CD_t + C_۵CF_t + C_۶CMOD_t) \qquad (۱۵)$$

$$RCO_t = ۴/۵ - ۰/۰۳(۷/۱ CK_t - ۳۷/۱ CD_t - ۱۲/۱ CF_t + ۱/۷CMOD_t)$$

R^2 = ۰/۵۷ DW= ۱/۹۸ SSR= ۱۰۶۱۶۵۲

سپس بابهره گیری از Wald Test آزمونهای صفر زیر جداگانه انجام می‌شود:

جدول ۴. آزمون صفر بودن برخی از ضریبها

$H_۱: C_۴ = C_۵ = C_۶ = ۰$
$X^2 = ۲/۸E - ۵$ pr = ۰/۹۹۵۸

جدول ۵. آزمون صفر بودن برخی از ضریبها

$H_۲: C_۳ = C_۵ = C_۶ = ۰$
$X^2 = ۲/۳E - ۶$ pr = ۰/۹۹۸۸

جدول ۶. آزمون صفر بودن برخی از ضریبها

$H_3: C_4 = C_3 = C_6 = 0$	
$X^2 = 2/8E-5$	$pr = 0/9958$

جدول ۷. آزمون صفر بودن برخی از ضریبها

$H_4: C_4 = C_5 = C_3 = 0$	
$X^2 = 2/8E-5$	$pr = 0/9958$

از میان فروض صفر فوق، فرض H_2 به طور قویتری پذیرفته می‌شود و تفسیر آن این است که با احتمال بیشتری $C_3 = C_5 = C_6 = 0$ است، و بدین روی، با احتمال قویتری ضریب $C_4 \neq 0$ است. چون C_4 ضریب CD_t نمایندهٔ مدل دوزنبری است، بنابراین، مدل مصرف دوزنبری توضیح دهندگی بیشتری از مصرف ایران را در مقایسه با سایر توابع مصرف دارا می‌باشد و به طور نسبی مدل بهتری است.

تخمین میل نهایی به مصرف براساس مدل بهینه

همان طور که ملاحظه گردید، فرایند تبدیل داده‌های غیرساکن به ساکن، مبین تلویحی این نکته است که اگر فرایند روندزدایی یا تبدیل داده‌ها به ساکن در چارچوب و داخل توابع مصرف تخمینی صورت می‌گرفت، این توابع به صورت غیرخطی تخمین می‌خوردند. با عنایت به این نکته که به جای روندزدایی می‌توان از تکنیک تفاضل اول داده‌های اقتصادی (در تبدیل به ساکن) استفاده نمود و با توجه به اینکه باآزمون سکون داده‌های تفاضل اول، سکون این داده‌ها به اثبات رسید (جدول ۱)، در زیر، تابع مصرف ایران را بر مبنای تابع بهینهٔ دوزنبری مورد تخمین قرار می‌دهیم تا در این رهگذر بتوان میل نهایی به مصرف (MPC) را مورد برآورد و محاسبه قرار داد:

۱۳۶۸-۱۳۷۳:

$$\Delta CO_t = 0/959\,\Delta YD_t - 0/401\,\Delta CMAX_t - 0/289\,\rho_{t-3} \qquad (16)$$

$$t: \quad (7/91) \quad (-1/65) \quad (-4/05)$$

$$R^2 = 0/95 \quad DW = 1/18 \quad F = 48/3$$

مدل (۱۶) بر مبنای داده‌های تفاضل اول متغیرهای CO و YD و CMAX، به‌ترتیب مصرف، درآمد و مصرف حداکثر و نیز مدل بهینهٔ دوزنبری تخمین خورده است. اکنون برای محاسبهٔ میل نهایی به مصرف ($MPC = \Delta CO/\Delta YD$) لازم است مدل تخمینی (۱۶) بر ΔYD تقسیم شده، و در این صورت، طرف چپ معادله همان مفهوم MPC و با جایگذاری مقادیر مختلف داده‌ها به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

جدول ۸. محاسبهٔ MPC ایران

سال	۱۳۶۸	۱۳۶۹	۱۳۷۰	۱۳۷۱	۱۳۷۲
MPC	۰/۹۵۹	۰/۸۶۸	۰/۷۵	۰/۶۶۶	۰/۷۴۸

از مزایای مدل (۱۶)، ماهیت غیرخطی بودن آن است، هر چند که این معادله به روش خطی OLS تخمین می‌خورد، و این به دلیل به‌کارگیری مقادیر تفاضل اول متغیرهای (ساکن شده) در تخمین مدل است. بدین روی، تابع مصرف در شرایط معمولی غیرخطی تخمین خورده است، زیرا MPC متفاوت در سالهای مختلف انحنای متفاوت یا منحنی بودن تابع مصرف را می‌رساند و این خود مبتنی بر واقعیات اقتصادی است. زیرا به طور معمول نمی‌توان فرض ثبات میل نهایی به مصرف را پذیرفت، چراکه با تغییر اوضاع اقتصادی در طول زمان، رفتار مصرفی مردم، از جمله میل نهایی به مصرف نیز تغییر می‌یابد. تابع مصرف طی سالهای ۱۳۶۸ تا ۱۳۷۱ دارای شیبی مثبت با نرخی کاهنده بوده است و از دلایل مهم آن، مصادف بودن این سالها با سالهای پس از جنگ و گشایشهای درآمدی و افزایش درآمد ملی با سرعت بیشتری بوده است. بدین روی، میل نهایی به پس‌انداز نیز افزایش یافته است، ولیکن به وجود آمدن تنگناهای اقتصادی موجب تغییر روند فوق در سال ۱۳۷۲ گردیده است.

پرتال جامع علوم انسانی

نتایج

۱. براساس داده‌های مصرف و درآمد اقتصاد ایران، مدل دوزنبری که بر مبنای رفتار مصرف درگذشته تنظیم می‌شود، در ایران به طور مناسبتری توضیح دهندهٔ رفتار مصرفی است. بدین روی،

در سیاستگذاریهای اقتصادی، طراحی و نگارش تابع مصرف بدین صورت توصیه می‌گردد.

۲. چون براساس داده‌های ساکن شده (به صورت بدون روند یا به صورت تفاضل اول) تابع مصرف دوزنبری برای ایران تخمین می‌خورد، بنابراین، برای متغیرهای معمولی و ساکن نشدهٔ مصرف و درآمد رابطهٔ غیرخطی وجود دارد و میل نهایی به مصرف در سالهای مختلف متفاوت و انطباق بیشتری بر واقعیات اقتصادی دارد، زیرا فرض ثبات میل نهایی به مصرف در سالهای متفاوت فرضی تحمیلی بوده که عقلایی به نظر نمی‌رسد، چراکه رفتار مصرفی مردم طی سالهای مختلف با توجه به اوضاع اقتصادی و غیراقتصادی تنظیم می‌گردد.

۳. به لحاظ اجازهٔ متغیر بودن میل نهایی به مصرف می‌توان گفت مدلهای تخمینی فوق که بر مبنای داده‌های ساکن تخمین می‌خورند در تبیین رفتار مصرفی کلان، از انعطاف‌پذیری بیشتری برخوردار هستند.

۴. وجود توهم پولی در تابع مصرف، دال برتأثیرپذیری مصرف واقعی ایران از پارامترهای اسمی همچون نرخ تورم بوده و این تأثیر به صورت منفی است. دلیل این امر، این است که در وضعیت تورمی، قدرت واقعی خرید و درآمد ملی کاهش می‌یابد، و بدین ترتیب، اثر کاهنده بر مصرف دارد. وجود توهم پولی در تابع مصرف نیز دلیل بر انعکاس اطلاعات (تورمی) باتأخیر بر مصرف است، بنابراین، با این تأخیر درتأثیرپذیری مصرف واقعی از پارامترهای اسمی (چون تورم) وجود توهم پولی (شرایط کینزی) در بعد مصرف در اقتصاد ایران تأیید می‌گردد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نمودار ۱.میزان مصرف و درآمد واقعی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نمودار ۲. مقایسهٔ مصرف واقعی و سطح قیمتها

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

الف) فارسی

۱. درنبوش و فیشر (۱۳۷۵). *اقتصاد کلان*، مترجمین یدالله دادگر و دکتر محمدرضا منجذب. تهران: نشر البرز.

۲. مایس (۱۳۷۰). *اقتصادسنجی کاربردی*. مترجم دکتر عباس عرب مازار. تهران: انتشارات دانشگاه شهید بهشتی.

۳. والیس (۱۳۷۳). *اقتصادسنجی کاربردی - موضوعات انتخابی*. مترجم دکتر حمید ابریشمی. تهران نشر سمت.

ب) انگلیسی

4. Gujarati, D.N. (1995). *Basic Econometrics*. Third Edition. MacGraw-Hill Inc.

5. Griffths, Hill and Judge (1993). *Learning and Practicing Econometrics*. NewYork: John Willey and Sons.

6. Dornbush and Fischer (1994). *Macroeconomics*. Sixth Edition. MacGraw-Hill Inc.

7. Barro, R.J.; "Macroeconomics", Third Edition, 1990, John Willey and Sons Inc.

8. Ramanathan, R.; "Introductory Econometric with Applications 1989, Harcourt Brace Jovanovich.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی