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، مورد بررسی 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 درمدل 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:

$$C = \bar{C} + bYd$$

به طوری که $\bar{C}$ 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 در دسترس 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 با کسب 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:

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

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:

$$C_t = \alpha W_{t-1} + \beta Y_t \qquad (۱)$$

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:

$$W_{t-1} - W_{t-2} = Y_{t-1} - C_{t-1} \qquad (۲)$$

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

$$C_{t-1} = \alpha W_{t-2} + \beta Y_{t-1} \qquad (۳)$$

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

$$C_t - C_{t-1} = \alpha(W_{t-1} - W_{t-2}) + \beta(Y_t - Y_{t-1}) \qquad (۴)$$

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

$$C_t = \beta Y_t + (\alpha - \beta)Y_{t-1} + (۱ - \alpha)\, C_{t-1} \qquad (۵)$$

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:

$$C_t = f(Yd_t, \dot{P}_t)$$

به طوری که $\dot{P}_t$ 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

با آزمون ریشهٔ واحد[2] از داده‌های فوق مشخص گردید که تمامی متغیرهای فوق غیرساکن بوده و باید تبدیل به ساکن گردند (جدول ۱). در صورتی 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:

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

$$t: \quad (۳۱/۴) \quad (۸/۲) \quad (-۳/۷۴)$$

$$\bar{R}^۲ = ۰/۹۸۵ \quad DW = ۲/۱۹ \quad F = ۱۰۷۶$$

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:

$$RCO_t = CO_t - \widehat{CO}_t$$

به طوری که $\widehat{CO}$ 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:

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

$$t: \quad (۱۱/۸) \quad (۶/۶) \quad (-۱/۷۷)$$

$$R^۲ = ۰/۹۶ \quad DW = ۲/۱۴ \quad F = ۳۷۱/۸$$

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

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:

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

$$t: \quad (۲/۲) \quad (-۱/۷)$$

$$R^۲ = ۰/۰۸ \quad DW = ۱/۹۷ \quad F = ۳/۹$$

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:

$$RCO_t = ۰/۷۲CM_t \quad (۹)$$

$$t: \quad (۴/۶۲)$$

$$R^۲ = ۰/۳۹ \quad DW = ۲/۴ \quad S.D. = ۲۹۹$$

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

obs	CO	CMAX	YD	CPI	PO
1338	1504.000	1504.000	1637.000	NA	NA
1339	1484.400	1504.000	1777.900	4.700000	NA
1340	1490.200	1504.000	1832.700	4.800000	2.127668
1341	1521.200	1521.200	1993.900	4.800000	0.000000
1342	1538.700	1538.700	2173.500	4.900000	2.083331
1343	1486.600	1538.700	2176.200	5.100000	4.081629
1344	1555.100	1555.100	2403.000	5.100000	0.000000
1345	1683.300	1683.300	2567.600	5.200000	1.960783
1346	1852.000	1852.000	2984.900	5.200000	0.000000
1347	1869.100	1869.100	2970.400	5.300000	1.923084
1348	2019.600	2019.600	3198.800	5.500000	3.773581
1349	2248.000	2248.000	3467.500	5.500000	0.000000
1350	2574.500	2574.500	4506.800	5.900000	7.272729
1351	2748.700	2748.700	5422.700	6.200000	5.084741
1352	3126.900	3126.900	7520.000	6.900000	11.29033
1353	3792.900	3792.900	9393.900	8.000000	15.94203
1354	4986.700	4986.700	9269.100	8.800000	10.00000
1355	4969.600	4986.700	11353.20	10.20000	15.90909
1356	5322.600	5322.600	11328.70	12.80000	25.49020
1357	5430.500	5430.500	9925.500	14.10000	10.15625
1358	5615.100	5615.100	10574.10	15.60000	10.63830
1359	5360.100	5615.100	9559.600	19.30000	23.71794
1360	5533.300	5615.100	9345.700	23.80000	23.31606
1361	5943.300	5943.300	10539.80	28.30000	18.90756
1362	6803.700	6803.700	11939.00	32.50000	14.84099
1363	7170.300	7170.300	12047.80	35.90000	10.46154
1364	7290.600	7290.600	12057.60	38.40000	6.963788
1365	6543.700	7290.600	10250.70	47.50000	23.69791
1366	6141.300	7290.600	10359.20	60.60000	27.57894
1367	6171.800	7290.600	9451.100	78.10000	28.87789
1368	6327.100	7290.600	9797.000	91.80000	17.54162
1369	7563.500	7563.500	10997.50	100.0000	8.932458
1370	8281.500	8281.500	12377.90	120.7000	20.70000
1371	8725.300	8725.300	12985.60	150.1000	24.35792
1372	8928.000	8928.000	13370.80	184.4000	22.85142
1373	9199.300	9199.300	13582.30	249.3000	35.19523
1374	—	—	—	372.4000	49.37825

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

متغیر	میانگین	انحراف معیار	بیشینه	کمینه
CO	4759.2382	2510.6560	9199.3000	1486.6000
YD	8050.7088	4045.5470	13582.300	1832.7000
CPI	41.194118	58.467266	249.30000	4.8000000
P0	12.813971	10.018618	35.195230	0.0000000
T	19.500000	9.9582462	36.000000	3.0000000

	کوواریانس	همبستگی
CO,CO	6117999.5	1.0000000
CO,YD	9421514.1	0.9556992
CO,CPI	110219.58	0.7736129
CO,P0	19108.272	0.7826929
CO,T	23575.451	0.9715271
YD,YD	15885084.	1.0000000
YD,CPI	141994.95	0.6185116
YD,P0	31231.414	0.7939105
YD,T	35731.360	0.9138069
CPI,CPI	3317.8794	1.0000000
CPI,P0	372.71293	0.6555696
CPI,T	443.73529	0.7852235
P0,P0	97.420567	1.0000000
P0,T	78.226632	0.8078467
T,T	96.250000	1.0000000

۳. تابع مصرف مادیگلیانی

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

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

$$t: \qquad (۱/۷) \qquad (۲/۶۴) \qquad (-۱/۴۴)$$

$$R^۲ = ۰/۱۸۹ \qquad DW = ۲/۱ \qquad F = ۴/۷۳$$

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 λ مقادیر 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 توضیح‌دهندگی بیشتری ($\bar{R}^2$، t و F بهتر) داشته باشد، مورد قبول واقع می‌شود. در ایران، ۰/۹۵ = λ بهتر از سایر مقادیر بوده و ملاک محاسبهٔ درآمد دایم فریدمن قرار می‌گیرد. سپس درآمد دایم محاسبه شده از طریق روندزدایی ساکن می‌گردد (RYP) و به روش آزمون و خطا مدل تابع مصرف فریدمن در زیر تخمین می‌خورد:

$$RCO_t = 0/134 RYP_t - 0/29 \rho_{t-1} \qquad (12)$$

$$t: \quad (2/58) \quad (-1/71)$$

$$R^2 = 0/13 \quad DW = 1/96 \quad F = 5/85$$

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

۵. مدل مصرف با توهم پولی

معناداری ضریب $RP\phi$ متغیر نرخ تورم بدون روند یا ساکن شده در مدل مصرف دال بر وجود توهم پولی در تابع مصرف ایران است و به روش آزمون و خطا مدل (۱۳) در زیر تخمین می‌خورد:

$$RCO_t = -13/76 RP\phi_t \qquad (13)$$

$$t: \quad (-1/61)$$

$$R^2 = 0/074 \quad DW = 2/2 \quad S.D. = 301/4$$

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 F بالاتر) 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:

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

$$t: \quad (۲/۶) \quad (۴/۵) \quad (۲/۰۲) \quad (-۲/۳) \quad (۳/۲)$$

$$R^2 = ۰/۶۰۳ \quad DW = ۱/۷۶ \quad F = ۱۳/۱$$

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:

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

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

$$R^2 = ۰/۵۷ \quad DW = ۱/۹۸ \quad SSR = ۱۰۶۱۶۵۲$$

سپس با بهره 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

$H_۳: C_۴ = C_۳ = C_۶ = ۰$	
$X^۲ = ۲/۸E - ۵$	$pr = ۰/۹۹۵۸$

جدول ۷. آزمون صفر بودن برخی از ضریبها

$H_۴: C_۴ = C_۵ = C_۳ = ۰$	
$X^۲ = ۲/۸E - ۵$	$pr = ۰/۹۹۵۸$

از میان فروض صفر فوق، فرض $H_۲$ به طور قویتری پذیرفته می‌شود و تفسیر آن این است که با احتمال بیشتری $C_۳ = C_۵ = C_۶ = ۰$ است، و بدین روی، با احتمال قویتری ضریب $C_۴ \neq ۰$ است. چون $C_۴$ ضریب CD_t نمایندهٔ مدل دوزنبری است، بنابراین، مدل مصرف دوزنبری توضیح‌دهندگی 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 با آزمون 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 میل‌نهایی به مصرف (MPC) را مورد برآورد و محاسبه قرار داد:

۱۳۶۸-۱۳۷۳:

$$\Delta CO_t = ۰/۹۵۹\Delta YD_t - ۰/۴۰۱\Delta CMAX_t - ۰/۲۸۹\rho_{t-۳} \qquad (۱۶)$$

$$t: \quad (۷/۹۱) \qquad (-۱/۶۵) \qquad (-۴/۰۵)$$

$$R^۲ = ۰/۹۵ \qquad DW = ۱/۱۸ \qquad F = ۴۸/۳$$

مدل (۱۶) بر مبنای داده‌های تفاضل اول متغیرهای CO و YD و CMAX، به ترتیب 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 به کارگیری 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.

نتایج

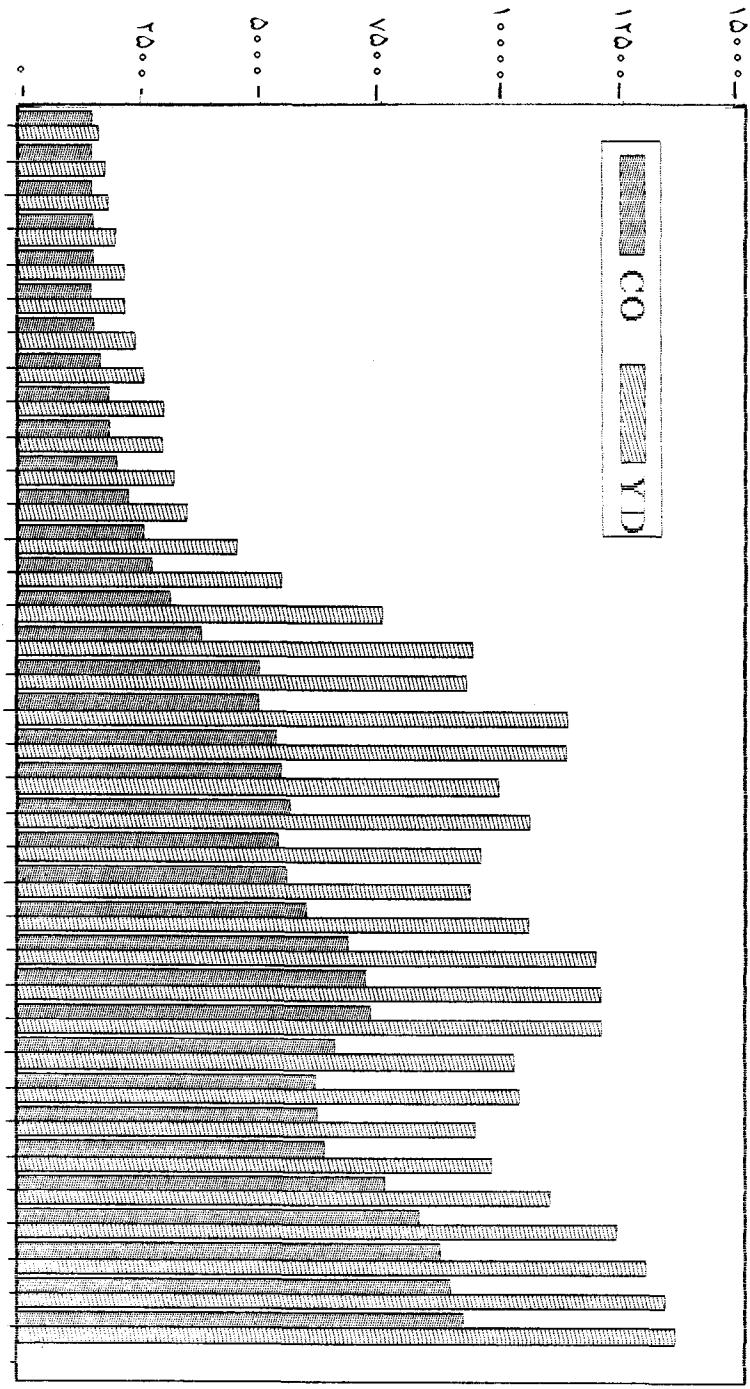
۱. براساس داده‌های مصرف و درآمد اقتصاد ایران، مدل دوزنبری که بر مبنای رفتار مصرف درگذشته تنظیم می‌شود، در ایران به طور مناسبتری توضیح دهندهٔ رفتار مصرفی است. بدین روی،

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

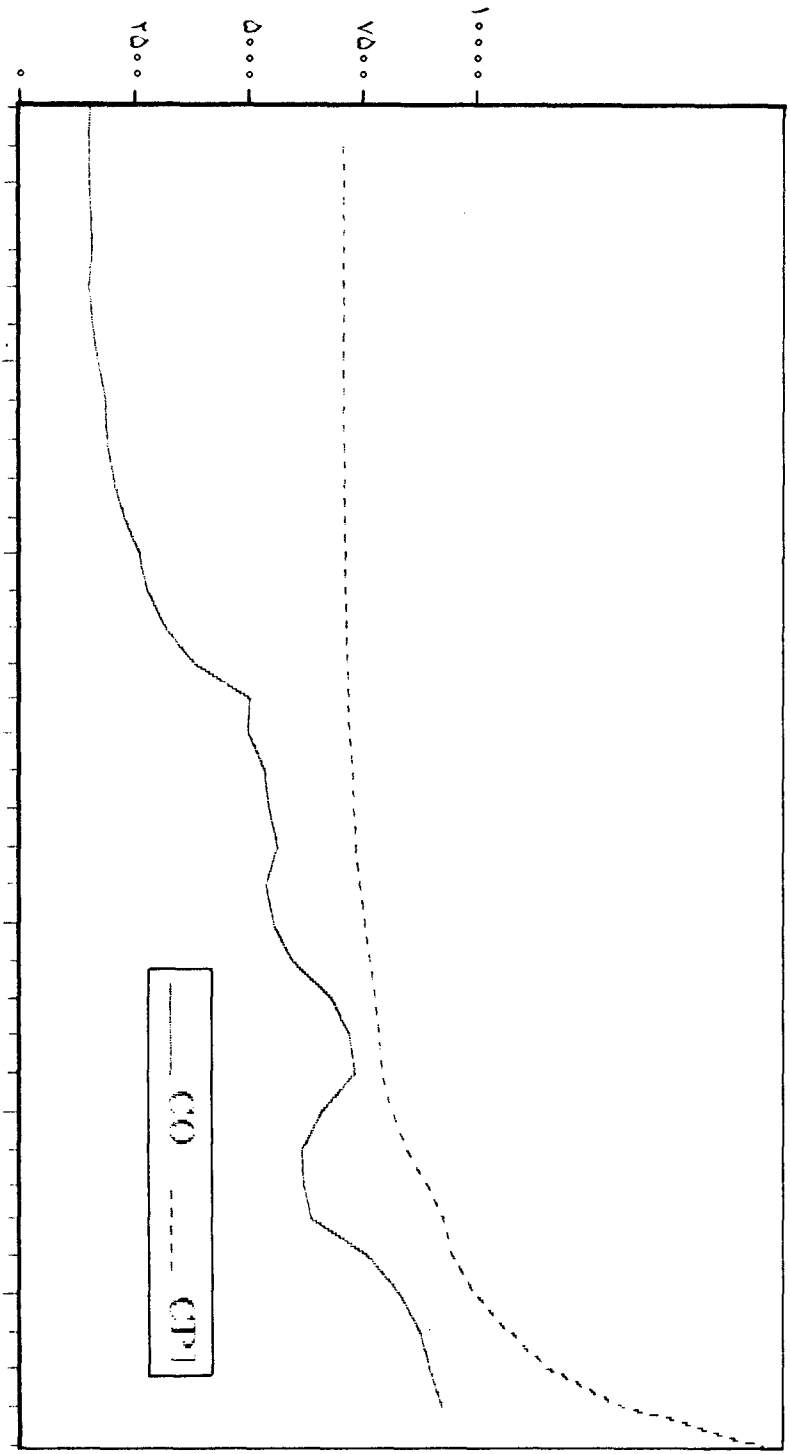
۲. چون براساس داده‌های ساکن شده (به صورت بدون روند یا به صورت تفاضل اول) تابع مصرف دوزنبری برای ایران تخمین می‌خورد، بنابراین، برای متغیرهای معمولی و ساکن نشدهٔ مصرف و درآمد رابطهٔ غیرخطی وجود دارد و میل نهایی به مصرف در سالهای مختلف متفاوت و انطباق بیشتری بر واقعیات اقتصادی دارد، زیرا فرض ثبات میل نهایی 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 بر تأثیرپذیری 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) با تأخیر بر مصرف است، بنابراین، با این تأخیر در تأثیرپذیری مصرف واقعی از پارامترهای اسمی (چون تورم) وجود توهم پولی (شرایط کینزی) در بعد مصرف در اقتصاد ایران تأیید می‌گردد.



نمودار ۱. میزان مصرف و درآمد واقعی



نمودار ۲. مقایسهٔ مصرف واقعی و سطح قیمتها

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.