فصلنامه علمی ـ پژوهشی علوم انسانی دانشگاه الزهرا "س"
سال نهم، شماره ۳۲، زمستان ۱۳۷۸

روش تعیین تابع تقاضای واردات ایران

دکتر سیدحسین سقائیان‌نژاد[۱]
سیدرسول سجاد[۲]

چکیده

تئوریهای اقتصادی تقاضای واردات را با فرض کشش بی‌نهایت عرضه و اردات، تابعی از قیمتهای نسبی واردات و متغیر درآمد می‌دانند و بدون ارائه مقیاس اندازه‌گیری متغیرها، چگونگی فرم تابع و چگونگی اعمال تأخیر بر روی متغیرها تنها ضریب قیمتهای نسبی را منفی در نظر می‌گیرد. در این مقاله ضمن ارائه روشی برای انتخاب مدل قابل اعتماد، فرم لگاریتمی مدل تعدیل جزئی تقاضای واردات با متغیر درآمد "دریافتهای ارزی نفت و گاز"، بعنوان تابع قابل اعتماد برای برازش تقاضای واردات ایران معرفی شده است. هم چنین مشخص شده است که «اثر کوانتوم» در مورد تقاضای واردات ایران مصداق ندارد و ساختار تقاضای واردات در سالهای قبل و بعد از انقلاب اسلامی نیز تفاوت معنی‌داری نکرده است.

۱- عضو هیأت علمی دانشکده مهندسی صنایع و مرکز برنامه‌ریزی سیستمها، دانشگاه صنعتی اصفهان
۲ فارغ‌التحصیل کارشناسی ارشد مهندسی سیستمهای اقتصادی ـ اجتماعی، دانشکده مهندسی صنایع و مرکز برنامه‌ریزی سیستم‌ها، دانشگاه صنعتی اصفهان

مقدمه:

تئوریهای اقتصادی موجود، تقاضای یک کالا را تابع همگن‌درجه صفر از درآمد مصرف‌کننده، قیمت کالا و قیمت کالای جانشین میدانند. تقاضای واردات نیز بعنوان تقاضا برای کالا و خدمات، تابعی از درآمد، قیمت کالای وارداتی و قیمت کالای جانشین واردات می‌باشد.

در تمامی مطالعات انجام شده در این زمینه (۱۴) ساده‌ترین تابع تقاضای واردات، با فرض نامحدود بودن کشش عرضه واردات، به فرم زیر ارائه می‌شود (۱۶):

$$M_t=f(P_t,Y_t)$$

که در آن:

M_t، میزان تقاضای واردات در زمان t

P_t، نسبت شاخص قیمت کالاهای وارداتی، PM، به شاخص قیمت کالای داخلی، PD، در زمان t[1]، $p=\frac{PM}{PD}$ ،

و Y، درآمد یا متغیر فعالیت در زمان t میباشد.

براساس تئوری، انتظار می‌رود که رابطه بین M و P معکوس باشد. یعنی با افزایش (کاهش) P، M کاهش (افزایش) می‌یابد. اما، رابطه بین Y و M مشخص نیست. به طور عمومی انتظار داریم رابطه بین Y و M مستقیم باشد. اما امکان این وجود دارد که رابطه معکوس باشد. (۶) به طور مثال اگر واردات به عنوان تفاوت بین مصرف و تولید داخلی کالای وارداتی در نظر گرفته شود، در صورتیکه به ازاء یک واحد افزایش در درآمد واقعی، تولید سریعتر از مصرف افزایش یابد به سادگی خواهیم دید که رابطه بین Y و M معکوس

---

۱. فرض شده است کالای داخلی یک جانشین برای کالای وارداتی است (۶). هم چنین به لحاظ شرط همگن درجه صفر بودن تابع تقاضا، قیمت بصورت نسبی (کسر) در نظر گرفته شده است.

خواهد بود[1] (۱۰).

مبانی تئوری در مورد معیار اندازه‌گیری M، P و Y، شکل تابع و یا چگونگی اعمال تاخیر بر روی M، P و Y، نظریه‌ای ارائه نمی‌کند (۱۶)، و به همین دلیل است که تاکنون مطالعات زیاد توسط اقتصاددانان در جهت رفع این ابهامات انجام شده است. بعنوان مثال، در (۱۵) نشان داده شده است که تقاضای واردات کشور تایلند در کوتاه‌مدت به نسبت قیمت واردات، قیمتهای نسبی واردات و درآمد حساس نمی‌باشد و در بلندمدت نیز تقاضای واردات کل تنها نسبت به تغییرات درآمد بسیار حساس است. مطالعه (۵) اثرات تغییر نرخ ارز بر کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای واردات ایالات متحده را بررسی نموده نشان داده است که در دوره‌هایی که نرخ ارز ثابت بوده است تابع تقاضای واردات غیرممکن بوده ولی در دوره‌هایی که نرخ ارز انعطاف‌پذیر بوده تابع تقاضای واردات همگن بوده است. برآورد تابع واردات سنگاپور با استفاده از سیستم معادلات تقاضا در (۹) ارائه شده است. با وجود تورش معادلات همزمان، خطای اندازه‌گیری و خطای حذف متغیر، با فرض همگنی تابع تقاضا، برآوردهای سازگار و کارآی تقاضای واردات بدست آمده که نشان می‌دهد استفاده از سیستم معادلات به طور معنی‌داری از مدلهای سنتی خطی - لگاریتمی بهتر است. تأثیر عدم اطمینان در قیمتهای واردات بر روی واردات نفتی و غیرنفتی ایالات متحده، با استفاده از یک مدل بهینه‌سازی مطلوبیت مورد انتظار، در (۴) بررسی شده که نشان می‌دهد عدم قطعیت در قیمت‌های واردات باعث کاهش رفاه، واردات و تولید ناخالص خواهد شد.

ماری‌ترزبی و جری‌ترزبی طی مقاله‌ای در سال ۱۹۸۱ علاوه بر فرم ساده تابع f در بالا، هشت فرم تبعی دیگر را که در اکثر مطالعات قبلی به کار گرفته شده، به همراه روشی برای انتخاب بهترین تابع تقاضای واردات ارائه نموده‌اند (۱۶). مطالعه حاضر سعی دارد به وسیله

---

۱. برای مثال کاربردی رجوع شود به (۷).

روش ارائه شده در مقاله فوق تابع تقاضای واردات مناسب را برای ایران بدست آورد. در بخش اول روش و آزمونهای انتخاب مدل ارائه شده است. بخش دوم حاوی مدلهای تابع تقاضای واردات انتخاب شده برای ایران می‌باشد. برآورد مدلها و بررسی نتایج در قسمت سوم آورده شده است. بررسی چگونگی تأثیر تغییرات کوچک و بزرگ قیمتها بر کشش تقاضای واردات موضوع قسمت چهارم مقاله است و در بخش پنجم امکان تفاوت ساختاری تقاضای واردات در سالهای قبل و بعد از انقلاب بررسی شده است.

۱ـ روشهای انتخاب مدل

روشهای مشهور متعددی برای انتخاب مدلهایی که بطور مناسب تعیین و تصریح شده‌اند وجود دارد. یکی از این روشها معنی‌دار بودن ضرایب می‌باشد که البته این روش هنگامیکه هدف تست صحت تئوری اقتصادی است کاربرد ندارد. معیار دیگر استفاده از R^2 تعدیل شده برای تمایز بین مدلهای مختلف می‌باشد. روش سوم استفاده از تکنیک باکس ـ ککس است.[۱] اما اگر مدل دارای "خطای تصریح" باشد تخمینهای پارامتر انتقال باکس ـ ککس تورشدار و ناسازگار هستند (۱۶). و بالاخره باید متذکر شد که آزمون d دوربین واتسون یا آزمونهای مرتبط با آن برای تعیین خطای تصریح می‌تواند بکار رود (۱۶). روشی که در (۱۶) ارائه شده است ترکیبی از سه آزمون زیر می‌باشد:

۱ـ آزمون خود همبستگی مرتبه اول (AC)

۲ـ آزمون خطای تصریح مدل (RESET) که برای تشخیص متغیرهای حذف شده، فرم تبعی غلط و عدم ارتباط متغیرهای توضیحی با اجراء اخلال، بکار می‌رود.

۳ـ آزمون عدم وجود خود رگرسیونی مرتبه اول (LRS)

آزمون (AC) در واقع همان آزمون دوربین واتسون و در صورت وجود متغیر وابسته با

۱.رجوع شود به (۸) صفحه ۵۲۱ـ۵۱۸.

وقفه، آزمون h دوربین می‌باشد.[۱]

هدف بدست آوردن برآوردهای بدون تورش (و یا حداقل سازگار) کششهای تقاضای واردات است. بنابراین ممکن است مدلهای مختلفی برآوردهای بدون تورش ارائه دهند در حالیکه مقادیر ضرایب بدست آمده از این مدلها متفاوت باشد. بدیهی است مدلی دارای ارجحیت است که تخمینهای آن دارای حداقل واریانس (کارآ) باشد. مدلهایی برآوردهای بدون تورش و سازگار ارائه می‌دهند که میانگین شرطی اجزاء اخلال آن صفر باشد، $E(\varepsilon_t | X_t)=0$. حداقل واریانس تخمین‌زنها بوسیله مدلهایی ارائه می‌شود که اجزاء اخلال آن مستقل باشد. $E(\varepsilon_t,\varepsilon_{t+k})=0$ برای تمام K#0.

اگر $E(\varepsilon_t | X_t)=0$ باشد آزمون RESET بکار برده می‌شود. اگر آزمون RESET معنی‌دار باشد مدل بدلیل داشتن خطای تصریح رد می‌شود[۲] ولی در صورتیکه آزمون RESET معنی‌دار نباشد آزمون مربوط به خودرگرسیونی مرتبه اول AR(۱) و یا دیگر همبستگی‌های زمانی (NAR) انجام می‌شود. اگر آزمون LRS معنی‌دار باشد عدم ۳همبستگی سریالی مرتبه اول نتیجه می‌شود. معنی‌دار نبودن LRS به همراه آزمون AC معنی‌دار، نشان وجود همبستگی سریالی مرتبه اول است. البته اگر در صورت وجود متغیر وابسته با وقفه در بین متغیرهای توضیحی، آزمون RESET معنی‌دار باشد، بدون کاربرد آزمون RESET می‌توان پی برد که خودرگرسیونی مرتبه اول در مدل وجود دارد.

اگر روش فوق حاکی از عدم وجود خودرگرسیونی مرتبه اول باشد از تکنیکهای سری زمانی باکس ـ جنکینز استفاده می‌شود[۳]. به هر حال معنی‌دار نبودن هیچیک از آزمونهای فوق، بیانگر این است که هیچگونه مشکلی در مورد تصریح مدل وجود ندارد و تخمینهای حداقل مربعات معمولی (OLS) قابل اعتماد هستند. پس از این، مدلهایی که با تئوری

---

۱. رجوع شود به (۱) فصل ۱۱ و ۱۵.

۲. رجوع شود به (۱) صفحه ۵۳۱-۵۲۹

۳. رجوع شود به (۸) صفحه ۵۳۹.

سازگاری ندارند (ضرایب معنی‌دار نیستند و یا ضریب قیمتهای نسبی مثبت است) حذف می‌شوند. در نهایت مدلهایی که R^2 آنها از حد معینی پایین‌تر باشد (۷۰ درصد) بدلیل عدم قدرت توضیح‌دهندگی کافی، کنار گذارده می‌شوند (۱۶).

۲ـ مدلهای تقاضای واردات ایران

در این مقاله چهار فرم تبعی کلی برای تابع تقاضای واردات اپران بصورت زیر در نظر گرفته شده است:

۱) $M_t=f(P_t,Y_t)$

۲) $M_t=f(P_t,Y_t,M_{t-1})$

۳) $M_t=f(pM_t,PD_t,Y_t)$

۴) $M_t=f(PM_t,PD_t,Y_t,M_{t-1})$

مدل (۱) ساده‌ترین فرم تابع تقاضای واردات است که فرض می‌کند تقاضای واردات با واردات مطلوب در دوره ×، M_t^d، با واردات واقعی برابر است ($M_t^d=M_t$). در حالیکه در مدل (۲) و (۴) وجود "وقفه‌ها" که ناشی از علل روانی، تکنولوژی و نهادی می‌باشد در نظر گرفته شده است[1]. این مطلب با استفاده از مدل "تعدیل جزیی" به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\Delta M_t=M_t-M_{t-1}=\lambda[M_t^d-M_{t-1}] \qquad (۱-۲)$$

بر طبق رابطه فوق، تغییر واقعی واردات در دوره ΔM_t معادل کسر λ از تفاوت واردات مطلوب دوره t با واردات واقعی دروه t-1 می‌باشد که λ "ضریب تعدیل" نامیده می‌شود. مدل (۱) فرض می‌کنید $\lambda=1$ است یعنی واردات واقعی در هر دوره با واردات مطلوب برابر می‌باشد (انتظارات سریعاً شکل می‌گیرد). اگر $\lambda=0$ باشد $M_t=M_{t-1}$ خواهد بود و این بدان معنی است که هیچ گونه تغییری در دوره t رخ نمی‌دهد و واردات مطلوب هیچ تأثیری بر

---

۱. رجوع شود به (۱) صفحه ۶۶۳.

واردات واقعی در دوره قبل ندارد بگونه‌ای که واردات این دوره جدای از میزان P و Y، همان واردات دوره قبل است. در عمل انتظار می‌رود $0<\lambda\leq 1$ باشد. هر چه λ به یک نزدیکتر باشد سرعت تعدیل بیشتر است. به هر حال با فرض اینکه:

$$M_t=a_0+a_1P_t+a_2Y_t+U_t \qquad (۲-۲)$$

باشد با جایگزینی (۲-۱) در (۲-۲) خواهیم داشت:

$$M_t=\lambda a_0+\lambda a_1P_t+\lambda a_2Y_t+(1-\lambda)M_{t-1}+\lambda U_t$$

و یا

$$M_t=b_0+b_1p_t+b_2Y_t+b_3M_{t-1}+V_t \qquad (۲-۳)$$

V_t جزء اخلال مدل تعدیل جزیی است که برابر است با $V_t=\lambda U_t$ و $0<\lambda\leq 1$. پس اگر فروض کلاسیک در مورد U_t صادق باشد در مورد V_t نیز صادق خواهد بود و تخمینهای "حداقل مربعات معمولی" بدست آمده از (۲-۳) سازگار خواهد بود[1]. ضرایب معادلات (۲-۲) و (۲-۳) در فرم لگاریتمی بیانگر کششهای قیمتی و درآمدی واردات در بلندمدت و کوتاه‌مدت می‌باشند بگونه‌ای که با برآورد ضرایب و درآمدی واردات در بلندمدت و کوتاه‌مدت می‌باشند بگونه‌ای که با برآورد ضرایب در (۱-۳) و تقسیم آنها بر λ می‌توان کششهای بلندمدت را محاسبه نمود (۶).

در مدل (۳) و (۴) فرض همگن درجه صفر بودن تقاضا در درآمد و قیمت نقض شده است و این دو مدل از این جهت با مدل (۱) و (۲) تفاوت دارد (در (۱۲) فرض همگنی درجه صفر تقاضا واردات برای کشور آمریکا و کانادا رد شده است).

---

۱. گرچه M_{t-1} با جزء اخلال U_{t-1} و تمامی اجزاء اخلال قبلی بستگی دارد اما از جز اخلال U_t جاری تبعیت ندارد و با وجود اینکه M_{t-1} تصادفی است ولی به دلیل عدم بستگی با U_t تخمینهای OLS گرچه در نمونه‌های کوچک تورشدار هستند در نمونه‌های بزرگ سازگار می‌باشند (رجوع شود به (۱) صفحه ۳۶۴ و ۶۸۰-۶۷۴).

تمامی مدلها در فرم خطی و لگاریتمی برآورد خواهند شد و از آنجاکه درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت و گاز همواره سهم عمده (بیش از ۹۰ درصد) (۲) در تولید ناخالص کشور داشته‌اند به جای متغیر درآمد، Y، هم از تولید ناخالص داخلی، GDP، و هم از درآمدهای ارزی حاصل از صدور نفت و گاز استفاده شده است.

جدول شماره (۱) واردات کالا و خدمات، تولید ناخالص داخلی، درآمدهای صدور نفت و گاز، شاخص قیمت کالاهای داخلی و شاخص قیمت کالاهای وارداتی (۱۰۰=۱۳۶۱)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول شماره (۱) واردات کالا و خدمات، تولید ناخالص داخلی، درآمدهای صدور نفت و گاز، شاخص قیمت کالاهای داخلی و شاخص قیمت کالاهای وارداتی (۱۰۰=۱۳۶۱)

obc	M	GDP	OIL	PD	PM
1338	196.4000	2406.800	786.0000	16.08392	24.04580
1339	200.4000	2630.400	884.6000	16.43357	24.42748
1340	190.9000	2765.300	995.4000	16.43357	25.19084
1341	176.3000	2951.000	1143.300	16.78322	25.95420
1342	166.8000	3148.600	1263.600	16.43357	26.33588
1343	234.0000	3392.200	1425.200	17.83217	26.71756
1344	269.4000	3871.100	1654.500	18.18182	26.71756
1345	306.3000	4255.500	1884.900	17.83217	27.09924
1346	380.6000	4985.400	2194.000	17.83217	27.48092
1347	457.5000	5308.900	2501.000	18.18182	27.09924
1348	510.9000	5976.300	2977.200	18.53147	29.00764
1349	550.2000	6583.800	3354.500	18.88112	29.38931
1350	657.5000	7626.200	3907.600	20.62937	30.53435
1351	764.6000	8928.000	4502.700	21.62937	33.20610
1352	971.0000	9990.800	5023.400	23.77622	37.78626
1353	1335.200	10869.40	4938.400	28.32168	42.74809
1354	1991.300	11462.00	4607.800	30.06993	44.27481
1355	2151.200	13402.80	5172.900	34.96503	46.94656
1356	2484.300	13255.00	4477.800	40.20979	52.67175
1357	1678.700	11789.70	3275.000	44.05595	58.39695
1358	1204.200	10849.50	2547.800	53.49651	67.17558
1359	1174.700	9460.800	798.5000	71.32867	81.67938
1360	1289.800	9177.200	806.7000	87.06293	90.07634
1361	1250.900	10539.80	1697.400	100.0000	100.0000
1362	1882.600	11915.60	1863.700	108.3916	104.5802
1363	1637.900	11978.80	1513.600	117.4825	108.3969
1364	1305.400	12188.50	1363.600	125.5245	116.7939
1365	946.4000	11079.70	1174.300	153.8462	151.1450
1366	1005.600	11084.50	1530.600	195.1049	201.1451
1367	791.4000	10594.30	1661.000	238.4615	250.7634
1368	945.7000	11066.80	1744.500	286.0140	283.9695
1369	1274.100	12310.50	2098.200	349.6504	381.6794

مآخذ: [۳]

۳ـ استخراج تابع تقاضای واردات ایران

۳ـ۱) آمار

مدلها با استفاده از آمار ایران در سالهای ۱۳۶۹ـ۱۳۳۸، جدول (۱)، برآورد شده‌اند. ارزش کل واردات به قیمت ثابت ۱۳۶۱، M، شاخص قیمت کالای وارداتی، PM (۱۰۰=۱۳۶۱)، شاخص قیمت کالای تولید و مصرف شده در داخل، PD(۱۰۰=۱۳۶۱)، جهت اندازه‌گیری واردات کل و قیمت نسبی $p=\frac{PM}{PD}$ مورد استفاده قرار گرفته‌اند. از تولید ناخالص داخلی، GDP، به قیمت ثابت ۱۳۶۱ و درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت و گاز، OIL، به قیمت ثابت ۱۳۶۱، به عنوان دو آلترناتیو برای متغیر فعالیت، Y، استفاده شده است. لازم به ذکر است که در سالهای ۱۳۶۹ به بعد به دلیل استقراض از خارج، واردات ایران تحت‌الشعاع عواملی غیر از قیمتهای نسبی و متغیر فعالیت قرار گرفت و به همین جهت در این مقاله از آمارهای بعد از این دوره استفاده نشده است.

۳ـ۲) برآوردمدلها و تفسیر نتایج

مدلهای (۴)ـ(۱) با استفاده از روش بیان شده در بخش (۱) در هر دو فرم خطی و لگاریتمی برآورد شده‌اند. در جدول F(۲) محاسباتی مرتبه ۱ تا ۴ آزمون RESET برای این مدلها ارائه گردیده است. مدل (۱) و (۳) با متغیر درآمد GDP در هر دو فرم خطی و لگاریتمی، فرم خطی (۴) با متغیر درآمد GDP و فرم خطی مدل (۱) با متغیر درآمد OIL، در سطح معنی‌دار بودن ۵ درصد، دارای خطای تصریح بوده حذف می‌شوند (بزرگ بودن آماره F حاکی از معنی‌دار بودن تفاوت R^2 مدل جانشین نسبت به مدل پایه است).

سایج تخمین ده مدل دیگر در جدول (۳) خلاصه شده‌اند. فرم خطی و لگاریتمی مدل (۲) بامتغیر درآمد GDP، بدلیل آنکه علامت P باتئوری سازگاری ندارد (مثبت است) رد

می‌شود. مدل (۴) بدلیل معنی‌دار نبودن ضرایب PM و PD (همخطی حاد) رد می‌شود[۱]. بنابراین در چهار مدل باقیمانده (در جدول با ستاره مشخص شده‌اند) متغیر درآمد، درآمدهای ارزی نفت و گاز، OIL، می‌باشد و GDP نمی‌تواند بعنوان متغیر درآمد، x، در تابع تقاضای واردات ایران وارد شود. در عمل نیز همواره با تغییر درآمدهای ارزی نفت و گاز، واردات تغییر می‌کرده است. در نهایت از بین چهار مدل باقیمانده، مدل تعدیل جزیی در فرم لگاریتمی با فرض همگنی درجه صفر تقاضای واردات در قیمتها و درآمد، با R تعدیل شده ۹۵ درصد بیشترین قدرت توضیح‌دهندگی را دارد که در ذیل آورده شده است:

$$\log M = -۰/۷۲ + ۰/۳۳ \log OIL - ۰/۷ \log P + ۰/۷۶ \log M$$

ضریب تعدیل جزیی ۰/۲۴ ($\lambda = ۱ - ۰/۷۶$) بیانگر این مطلب است که در هر سال تنها حدود یک چهارم شکاف بین واردات مطلوب و واردات واقعی حذف می‌شود.

کشش قیمتی و درآمدی کوتاه‌مدت به ترتیب ۰/۷- و ۰/۳۳ و کشش قیمتی درآمدی بلندمدت بترتیب $\frac{-۰/۷}{۰/۲۴} = -۲/۹۲$ و $\frac{۰/۳۳}{۰/۲۴} = ۱/۳۷۵$ برآورد گردیده است. به این ترتیب به ازاء یک درصد افزایش (کاهش) قیمت نسبی واردات، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، تقاضا برای واردات در کوتاه‌مدت بطور متوسط ۰/۷ درصد کاهش (افزایش) می‌یابد در حالیکه این تغییر در بلندمدت به حدود ۳ درصد می‌رسد. همچنین به ازاء یک درصد افزایش (کاهش) در درآمدهای ارزی نفت و گاز، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، تقاضای واردات در کوتاه‌مدت بطور متوسط ۰/۳۳ درصد و در بلندمدت ۱/۳۷۵ درصد افزایش (کاهش) می‌یابد. در نهایت مدل فوق بطور متوسط ۹۵ درصد تغییرات تقاضای واردات ایران را توضیح می‌دهد.

۱.این در حالی است که F محاسباتی آزمون ناهمسانی عمومی وایت (رجوع شود به (۱۷) صفحه ۱۹۷-۱۹۴) و d محاسباتی آزمون دوربین واتسون (جدول ۳) حاکی از عدم وجود مشکل خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس بین اجزاء اخلال مدلهای مذبور می‌باشد.

جدول شماره (۲) F محاسباتی آزمون RESET

متغیر فعالیت		GDP				OIL			
مدل	فرم مدل	مرتبه آزمون RESET				مرتبه آزمون RESET			
		۱	۲	۳	۴	۱	۲	۳	۴
(۱)	خطی	۱۰	۶/۰۶	۴/۰۹	۳/۴	۶/۰۸	۳/۳۴	۲/۲۳	۲/۴۳
(۱)	لگاریتمی	۶/۱۶	۳/۱۱	–	–	۰/۲۷	۰/۳۱	۰/۷۶	–
(۲)	خطی	۳/۱۲	۱/۷۱	۱/۲۵	۰/۹۵	۲/۰۲	۱/۳۳	۰/۸۹	۰/۸۹
(۲)	لگاریتمی	۰/۷۴	۰/۴	–	–	۱/۱۹	۰/۸۴	۰/۵۸	–
(۳)	خطی	۱۲/۲	۶/۲۹	۴/۲۳	۳/۴۳	۰/۱۹	۰/۳۳	۰/۵۲	۰/۵۴
(۳)	لگاریتمی	۸/۲۸	۴/۲	–	–	۰/۳۳	۰/۵	۰/۵۵	–
(۴)	خطی	۷/۱۳	۳/۶	۲/۴۲	۱/۸۹	۰/۲۴	۰/۷۷	۰/۵۳	۰/۷۴
(۴)	لگاریتمی	۲/۱۹	۱/۰۹	–	–	۱/۲۳	۰/۹۴	–	–

۴ـ تاثیر تغییرات کوچک و بزرگ قیمتها بر تقاضای واردات

مدلهای فرم لگاریتمی اصطلاحا مدلهای "کشش ثابت" نامیده می‌شوند[۱]. مثال فرم لگاریتمی تابع تقاضای واردات دارای این فرض ضمنی است که کششهای قیمتی و درآمدی واردات و یا سرعت تعدیل واردات واقعی و واردات مطلوب مستقل از میزان تغییرات در قیمتهای نسبی هستند. از زمانیکه نظریه اورکات در سال ۱۹۵۰ (۱۳) در مورد اندازه‌گیری کشش قیمتی در تجارت بین‌الملل مطرح شد محققان زیادی ثابت کرده‌اند که کشش قیمتهای نسبی تقاضای واردات نسبت به تغییرات بزرگ قیمتها حساس‌تر است تا تغییرات اندک قیمتها. این مطلب دارای دو تفسیر جداگانه است که هر کدام بیانگر مدل خاصی می‌باشند.

۱. رجوع شود به (۱) صفحه ۱۷۵.

جدول ۳) نتایج برآورد مدلهائی که فاقد خطای تصریح می‌باشند.

ضرایب / مدل	ضریب a_0 (tمحاسباتی)	ضریب P_t (tمحاسباتی)	ضریب GDP_t (tمحاسباتی)	ضریب OIL_t (tمحاسباتی)	ضریب M_{t-1} (tمحاسباتی)	ضریب PM_t (tمحاسباتی)	ضریب PD_t (tمحاسباتی)	Fمحاسباتی آزمون ولایت	dمحاسباتی	نوع AC(۱۰)	$\overline{R^2}$
فرم لگاریتمی	۰/۰۱	-۳/۴	-	۰/۹۸	-	-	-	۲/۶۴	۱/۷۷	MA(1)	٪۹۰
مدل (۱)	(۰/۰۲)	(-۱۳/۴)	-	(۱۱/۷)	-	-	-				
فرم خطی	-۹۹۲/۶۴	۴۴۲/۵۲	۰/۱۲	-	۰/۳۶	-	-	۱/۴۸	۱/۸۷	MA(1)	٪۸۷
مدل (۲)	(-۲/۴۱)	(۱/۹۳)	(۴/۳۵)	-	(۲/۴۵)	-	-				
فرم لگاریتمی	-۴/۴۲	۰/۳۳	۰/۹۲	-	۰/۴۲	-	-	۰/۵۹	۱/۹۱	MA(1)	٪۹۶
مدل (۲)	(-۴/۲)	(۱/۶۸)	(۴/۵۹)	-	(۳/۲۵)	-	-				
فرم خطی	۱۰۷۱/۱۶	-۸۳۲	-	۰/۱۸	۰/۵۹	-	-	۱/۵۷	۱/۶۸	-	٪۸۷
مدل (۲)	(۲/۵۶)	(-۲/۶۹)	-	(۳/۹۷)	(۵/۳۱)	-	-				
فرم لگاریتمی	-۰/۷۲	-۰/۷	-	۰/۳۳	۰/۷۶	-	-	۲/۸۸	۱/۷۳	-	٪۹۵
مدل (۲)	(-۱/۵۷)	(-۱/۹۶)	-	(۳/۲۵)	(۹/۱۲)	-	-				

ضرایب مدل	ضریب a_0 (tمحاسباتی)	ضریب P_t (tمحاسباتی)	ضریب GDP_t (tمحاسباتی)	ضریب OIL_t (tمحاسباتی)	ضریب M_{t-1} (tمحاسباتی)	ضریب PM_t (tمحاسباتی)	ضریب PD_t (tمحاسباتی)	Fمحاسباتی آزمون ولایت	tمحاسباتی	نوع AC(۱۰)	$\overline{R^2}$
فرم خطی	۵۲۲/۹۶	-	-	۰/۱۹	-	۱/۸۶	۳/۱	۱/۱۱	۱/۷۶	AR(1)	٪۸۱
مدل (۳)	۰/۹۷	-	-	(۱/۷۹)	-	(-۰/۲۳)	(۰/۳۳)				
فرم لگاریتمی	-۱/۰۹	-	-	۱/۰۸	-	-۳/۱	۳/۱۶	۲/۵	۱/۸۵	MA(1)	٪۹۰
مدل (۳)	(-۱/۴۳)	-	-	(۱۱/۶۶)	-	(-۴/۳۳)	(۵/۳۳)				
فرم لگاریتمی	-۴/۹۶	-	۱/۱۶	-	۰/۲۹	۰/۳۹	۰/۲۲	۰/۷۷	۱/۹۲	MA(1)	٪۹۶
مدل (۴)	(-۴/۶۶)	-	(۴/۸۲)	-	(۲/۰۱)	(-۰/۸۹)	(۰/۶۱)				
فرم خطی	-۹۲/۷۳	-	-	۰/۱۳	۰/۷۶	-۴/۸۲	۵/۸۲	۱/۲۴	۱/۷۱	-	٪۸۴
مدل (۴)	(-۰/۸۷)	-	-	(۲/۹۵)	(۸/۸۲)	(-۰/۶۹۱)	(۰/۸۱)				
فرم لگاریتمی	-۰/۷۱	-	-	۰/۳۳	۰/۷۶	-۰/۷۱	۰/۷	۲/۹	۱/۷۳	-	٪۹۵
مدل (۴)	(-۱/۹۲)	-	-	(۳/۰۳)	(۸/۸۳)	(-۱/۱۲)	(۱/۲۶)				

تفسیر اول این حالت است که کشش قیمتهای نسبی بطور مستقیم با میزان و اندازه تغییرات قیمت، تغییر می‌کنند چرا که تغییرات قیمت بایستی به حد کافی بزرگ باشد تا خریدار را منصرف کند و یا هزینه‌های تولید را به طور اساسی تغییر دهد. تفسیر دوم این است که تعدیل مقدار واردات در مقابل تغییرات بزرگ قیمت سریعتر است از تعدیل واردات به هنگام تغییر اندک قیمتها. بر طبق این فرضیه کشش قیمت نسبی در بلندمدت (یا تعادلی) از میزان و اندازه تغییرات قیمت مستقل خواهد بود اما کششهای کوتاه‌مدت تابعی از تغییرات قیمت می‌باشند نه تابع خود قیمت.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

این امکان که کشش قیمتهای نسبی واردات ثابت نبوده بلکه با اندازه و درجه تغییرات قیمتها، تغییر کند "کوانتوم" نامیده می‌شود (۱۱). تفسیر اول ارائه شده از اثر کوانتوم بدین صورت بیان می‌شود که در معادله:

$$\log M_t = a_0 + a_1 \log P_t + a_2 \log Y_t + U_t \qquad (۱\text{-}۴)$$

a_1 تابعی از تغییرات قیمت نسبی در نظر گرفته شود (۶):

$$a_{1t} = \alpha_0 + \alpha_1 \left| \Delta \log P_t \right| + V_t \qquad (۲\text{-}۴)$$

که در آن $\left| \Delta \log p_t \right|$ قدر مطلق تغییرات قیمت نسبی و V_t جزء خطا می‌باشد. از آنجا که تغییرات بزرگتر قیمتها کشش قیمتی، a_1، را افزایش می‌دهد انتظار می‌رود α_1 منفی باشد. اگر تغییرات قیمت روی کشش تاثیری نداشته باشد، $\alpha_1 = ۰$ انتظار می‌رود که جزء عرض از مبداء در (۴-۲) همان کشش قیمتی باشد، $a_1 = \alpha_0$

با جایگزینی (۴-۲) در (۴-۱) خواهیم داشت:

$$\log M_t = a_0 + \alpha_0 \log P_t + \alpha_1 [\left| \Delta \log P_t \right| * \log P_t] + a_2 \log Y_t + \eta_t \qquad (۳\text{-}۴)$$

جاییکه:

$$\eta_t = \log P_t * V_t + U_t$$

با فرض اینکه جزء اخلال V_t دارای میانگین صفر و واریانس $\delta_v^2 . \Omega$ و مستقل از U_t باشد خواهیم داشت:

$$E(\eta_t) = 0$$

$$var(\eta_t) = \delta_u^2 + \delta_v^2 * \log P_t * \Omega$$

$$cov(\eta_v \eta_s) = 0 \qquad t \neq s$$

اگر واریانس V_t صفر باشد ($\delta_v^2 = 0$) واریانس η_t، δ_u^2 خواهد بود و معادله (۴-۳) بوسیله حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شود. ولی اگر واریانس V_t صفر نباشد، واریانس η_t ناهمسان خواهد بود. اگر Ω مشخص باشد روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای قابل کاربرد است. به هر حال اگر Ω مشخص نباشد راه‌حلی برای این مشکل وجود نخواهد داشت. ولی غالباً در تئوری فرض می‌شود که $\delta_v^2 \Omega$ صفر باشد. بنابراین در صورتیکه U_t

دچار ناهمسانی واریانس نباشد معنی‌دار بودن برآورد α_1 می‌تواند به عنوان آزمونی برای فرضیه کوانتوم در نظر گرفته شود. اگر $\alpha_1=0$ باشد فرضیه کوانتوم رد شده و معاله (۴-۳) به معادله (۴-۱) تبدیل می‌شود (۶).

تفسیر دوم اثر کوانتوم این است که در معادله:

$$\log M_t=\lambda a_0+\lambda a_1 \log P_t+\lambda a_1 \log Y_t+(1-\lambda)\log M_{t-1}+U_t \qquad (۴-۴)$$

ضریب تعدیل، λ تابعی از اندازه تغییرات قیمت است. فرض می‌شود که واردات در مقابل تغییرات بزرگ قیمت سریعتر تعدیل می‌شود و بنابراین زمان تاخیر بطور متوسط کوتاهتر خواهد شد. این مطلب را می‌توان توسط معادله زیر بیان نمود (۶):

$$\lambda_t=\beta_0+\beta_1 \left|\Delta \log P_t\right| +e_t \qquad (۴-۵)$$

که در آن $\beta_1>0$ و e_t جزء خطا می‌باشد. با جایگزینی (۴-۵) در (۴-۴) خواهیم داشت

$$\log M_t=\beta_0 a_0+\beta_0 a_1 \log P_t+\beta_0 a_2 \log Y_t+(1-\beta_0)\log M_{t-1}+$$
$$\beta_1 a_0 \left|\Delta \log P_t\right| +\beta_1 a_1[\left|\Delta \log P_t\right| *\log P_t]+$$
$$\beta_1 a_2[\left|\Delta \log P_t\right| *\log Y_t]-\beta_1[\Delta \log P_t *\log M_{t-1}]+\varepsilon_t$$

که در آن:

$$\varepsilon_t=(a_0+a_1 \log P_t+a_2 \log Y_t-\log M_{t-1})e_t+(\beta_0+\beta_1 \left|\Delta \log P_t\right| +e_t)U_t$$

مشابه روشی که برای برآورد (۴-۳) ارائه شد معادله (۴-۶) توسط OLS برآورد می‌گردد. اگر $\beta_1=0$ معادله (۴-۶) به معادله (۴-۴) تبدیل خواهد شد (۶).

در قسمت قبل نشان داده شد که آزمون RESET برای معادله (۴-۱) و (۴-۴) معنی‌دار نیست. لذا بمنظور بررسی اثر کوانتوم معادلات (۴-۳) و (۴-۶) بصورت زیر برآورد گردیده است (اعداد داخل پرانتز آماره t می‌باشند):

$$\log M_t=-۰/۲۴+۱/۰۱\log IL_t-۳/۵۹\log P_t+۵/۲۱[\left|\Delta \log P_t\right| *\log P_t]$$
$$(-۰/۷۵)\quad (۱۰)\qquad (-۱۰/۱۳)\qquad (۰/۶۶)$$
$$R^2=۰/۸۸ \qquad d=۱/۹۳ \qquad (۴-۷)$$

$$\log M_t = -۲/۱۶ + ۰/۷۱\log OIL_t - ۱/۱۸\log P_t + ۰/۵۴\log M_{t-1} + ۲۵/۰۴ \mid \Delta\log P_t \mid$$

(-۳) (۳/۵۳) (-۱/۷۲) (۳/۴۲) (۱/۸)

$$+ ۲/۷۱[\mid \Delta\log P_t \mid * \log P_t] - ۵/۱۴[\mid \Delta\log P_t \mid * \log OIL_t]$$

(۰/۲۱) (-۱/۷۳)

$$+۲/۳۵[\mid \Delta\log P_t \mid * \log M_{t-1}]$$

(۰/۸۸)

$d=۱/۷۵ \qquad R^2=۰/۹۶$

مشاهده می‌شود که ضریب α_1 در (۴-۷)، ۵/۲۱، و ضریب β_1 در (۴-۸)، ۲/۳۵، معنی‌دار نمی‌باشند و بدین ترتیب هر دو تفسیر فرضیه کوانتوم در مورد تقاضای واردات ایران رد می‌شود.

۵ـ بررسی تفاوت ساختاری تقاضای واردات در قبل و بعد از انقلاب اسلامی

انقلاب اسلامی در اواخر ۱۳۷۵ باعث تغییرات عمده در سیاست‌ها و شرایط اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جامعه ما شد. به همین منظور برای بررسی ساختار واردات در قبل و بعد از انقلاب اسلامی و امکان تغییر آن، از تکنیک متغیرهای "موهومی" استفاده خواهیم کرد. متغیر موهومی D برای سالهای ۵۷ و ماقبل آن دارای ارزش صفر و برای سالهای ۵۸ و بعد از آن دارای ارزش یک می‌باشد. بمنظور در نظر گرفتن امکان تغییر ساختاری از لحاظ عرض از مبدأ، کششهای درآمدی و قیمتی و ضریب تعدیل مدل زیر ارائه می‌شود:

$$\log M_t = a_0 + a_1 D_t + a_2 \log P_t + a_3 * D * \log P_t + a_4 \log OIL_t + a_5 * D * \log LOIL_t + a_6 \log M_{t-1} + a_7 * D * \log M_{t-1} \quad (۴-۹)$$

با استفاده از آمار اقتصاد ایران معادله فوق برآورد گردید که نتایج در ذیل ارائه شده است:

$$\log M_t = -۱/۸۲ + ۶/۲۲D_t - ۱/۷۲\log P_t + ۱/۱۵D^*\log P_t + ۰/۷۱\log OIL_t$$
$$(-۱/۲)\ (۱/۷)\quad (-۱/۲)\qquad (۰/۷)\qquad (۲/۶)$$
$$-۰/۶۳D^*\log LOIL_t + ۰/۵۲\log M_{t-1} - ۰/۲۲D^*\log M_{t-1}$$
$$(-۲/۱)\qquad (۲/۹)\qquad (-۰/۶)$$
$$d=۱/۹۹\qquad R^2=۰/۹۵$$

مشاهده می‌شود که ضرایب "عرض از مبداء تفاضلی" و "ضریب زاویه تفاضلی" معنی‌دار نیستند. بعبارت دیگر ساختار واردات در سالهای قبل و بعد از انقلاب تفاوت معنی‌داری نکرده است[۱].

خلاصه

در این مقاله علاوه بر مدل ساده تقاضای واردات که واردات را تابعی از متغیر درآمد و قیمتهای نسبی می‌داند مدل تعدیل جزیی و مدلی که فرض همگنی درجه صفر واردات در درآمد و قیمتها را نقض می‌کند، در هر دو فرم خطی و لگاریتمی معرفی شدند. تولید ناخالص داخلی و درآمدهای ارزی حاصل از صدور نفت و گاز بعنوان دو آلترناتیو برای متغیر درآمد در نظر گرفته شد. به منظور بدست آوردن فرم قابل اعتماد تابع تقاضای واردات ایران، از روشی مرکب از سه آزمون: خود همبستگی مرتبه اول (AC)، خطای تصریح (RESET) و عدم وجود خودرگرسیونی مرتبه اول (LRS) استفاده شد. در نهایت فرم لگاریتمی مدل تعدیل جزئی با فرض همگنی درجه صفر در درآمد و قیمتها با متغیر درآمدهای ارزی نفت و گاز به عنوان مدل قابل اعتماد برای تابع تقاضای واردات ایران

---

۱. F محاسباتی آزمون "چاو" نیز ۱/۷۵ می‌باشد که حاکی از معنی‌دار نبودن آزمون و عدم تفاوت ساختار واردات در دوره سالهای قبل و بعد از انقلاب می‌باشد.

انتخاب گردید. ضریب تعدیل ۰/۲۴ بدست آمد که حاکی از کندی سرعت تعدیل واردات واقعی نسبت به واردات مطلوب است و در نتیجه تقاضای واردات در مقابل تغییرات قیمتهای نسبی و درآمد، در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت بسیار حساستر است.

اثر کوانتوم دارای دو تفسیر است: ۱) تقاضای واردات نسبت به تغییرات بزرگتر قیمتها حساستر است تا تغییرات اندک قیمتها ۲) سرعت تعدیل واردات واقعی به سمت واردات مطلوب، به هنگام تغییرات بزرگ قیمتها سریعتر است تا تغییرات کوچک قیمتها. در این مقاله مشخص شد که هیچیک از این دو تفسیر موهومی و آزمون چاو مشخص شد که ساختار تقاضای واردات در سالهای قبل و بعد از انقلاب تفاوت معنی‌داری نکرده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع

ابریشمی. حمید، "مبانی اقتصادسنجی"، جلد اول و دوم، انتشارات دانشگاه تهران. چاپ اول ۱۳۷۲.

"سالنامه آماری"، انتشارات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سالهای مختلف.

"مجموعه آماری سری زمانی آمارهای اقتصادی ـ اجتماعی تا سال ۱۳۷۵"، انتشارات سازمان برنامه و بودجه، ویرایش دوم سال ۱۳۷۶.

Appelbaum. Elie; Kohli. Ulrech (1997), "IMPORT PRICE UNCERTAINTY AND THE DISTRIBUTION OF INCOME", Review of Economies And Statistics, November, Pages 620-630.

"Deyak. Timithy. A; Sawyer. W. Charles; Sprinkle. Rechard (1997), "CHANGES IN THE INCOME AND PRICE ELASTISTIES OF U.S. IMPORT DEMAND", Economia Internazionale 50(2), May, Pages 161-175.

Gold Strin, M. and Khan.M.S (1976), "LARGE VERSUSS SMALL PRICE CHANGES AND THE DEMAND FOR IMPORT", International Monetary Fund Staff Paper, 23:200-225.

Khan, M.S. and K.Z. Ross (1975), "CYCLICAL AND SECULAR INCOME ELASTICITIES OF THE DEMAND FOR INPORTS", Review of Economics and Statistics, 57:357-361.

Kmenta, J., "ELEMENTS OF ECONOMETRICS", Second Edition, Macsillan Publishing Company, New York, 1986.

Lim. Khian. Guan; Chow. Kit. Boey; Tsui. Chong (1996), "ESTIMATING SINGAPORE'S IMPORT FUNCTION USING DEMAND SYSTEM TEORY", Singapore Economic Review, 41(1), Pages 1-12.

Magee, S.P. (1973), "CURRENCY CONTRACTS, PASS-THROUGH, AND DEVALUATION", 1:303-332.

Magge, S.P. (1975), "PRICE, Income and foreign trade: A SURVEY OF RECENT ECONOMIC ATADIES", in: P.B. Kemen, ed, International Trade and Frinance: Frontiers for Research (Cambridge Univercity).

Murray T. and P. Ginman, (1976), "AN EMPRICAL EXAMINATION OF THE TRADITIONAL AGGREGATE IMPORT DEMAND MODEL", Review of Economics and Statistics, 58:75-80.

Orcut, G.B. (1950), "MEASURMANT OF PRICE ELASTICITIES IN INTERNATIONAL TRADE", Review of Economics and Statistics, 32:117-132.

Ronald, W.J. and Peyer, B.K., "HANDBOOK OFINTERNATIONAL ECONOMICS" Volume 2, Elsevier Science Publishing B.V. 1991, Chapter 20.

Sinha. Dinpendra (1997), "DETERMINANTS OF IMPORT DEMAND IN THAILAND", Internasional Economic Jornal, 11(4), Winter, Pages 73-83.

Tharsby, J. and M. Tharsby, (1981), "HOW RELIABLE ARE SIGNGLE EQUATION SPECIFICATION OF IMPORT DEMAND?", The Review of Economics And Statistic: 120-127.

Thomas B. Fomby; R. Carter Hill and Stanley R. Jonson, "ADVANCED ECONOMETRIC METHODS", springer-Verlag New York, 1984.