

## الحاق ایران به سازمان تجارت جهانی و اثر آن بر واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای ایران

صمد عزیزنژاد\*، دکتر فتح‌الله... تازی\*\*، دکتر سیدمحمدرضا سیدنورانی\*\*\*

پذیرش: 1390/4/5

دریافت: 1389/11/4

### چکیده

واردات تحت تأثیر عوامل مختلفی است که شناخت و بررسی آن‌ها ضرورتی انکارناپذیر است. الحاق به سازمان تجارت جهانی می‌تواند از طریق سازوکارهایی از قبیل کاهش نرخ تعرفه، افزایش حجم ادغام در تجارت بین‌الملل و قیمت‌های نسبی (قیمت‌های داخلی و خارجی) تقاضای واردات را تحت تأثیر قرار دهد. در این راستا و با توجه به بالا بودن سهم کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای در کل واردات کشور، این مقاله اثرهای الحاق ایران به سازمان تجارت جهانی را بر واردات کالاهای مذکور، با استفاده از روش خود توضیح برداری و با استفاده از داده‌های دوره 1387-1350 مورد آزمون و ارزیابی قرار داده است. نتایج حاصل از بررسی‌ها نشان می‌دهد تابع بلندمدت واردات این دسته از کالاهای حساسیت بالایی نسبت به سطح تجارت بین‌الملل و ادغام در اقتصاد بین‌الملل و حساسیت کمی نسبت به نرخ تعرفه و قیمت‌های نسبی در طول دوره مورد بررسی داشته است. در این راستا نتایج دوره‌های زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت الگو همدیگر را تأیید می‌کنند.

بررسی اثرات شوک‌ها و آنالیز واریانس نیز نشان می‌دهد اثرات شوک‌های وارده به تقاضای واردات مورد بررسی طی 3 سال به سمت صفر میل می‌کند و تغییرات تقاضای واردات کالاهای واسطه‌ای سرمایه‌ای بیشترین اثر را از ادغام در تجارت بین‌الملل می‌پذیرد.

**کلمات کلیدی:** جهانی شدن؛ سازمان تجارت جهانی؛ تجارت بین‌الملل؛ هم‌جمعی اقتصادی؛ نرخ تعرفه

**طبقه‌بندی JEL:** F13;F14;F15

\* نویسنده مسؤل. دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه مفید و پژوهشگر ارشد مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی

Email: aziznejad.samad@gmail.com

Email: tari@atu.ac.ir

Email: nourani@atu.ac.ir

\*\* دانشیار اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی

\*\*\* دانشیار اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی

## مقدمه

آخرین دور مذاکرات گات<sup>1</sup> که به دور اروگوئه مشهور است، از طولانی‌ترین و پرمجاده‌ترین مذاکرات بوده است. زیرا در این مذاکرات، توجه ویژه‌ای به تجارت محصولات کشاورزی، نساجی، خدمات فنی و مهندسی و مالکیت معنوی - که در دوره‌های قبلی مطرح شده بود - معطوف شد. با توجه به این که تا آن زمان هماهنگی نزدیکی میان کشورهای عضو، به لحاظ حمایت‌ها و دخالت شدیدی که از سوی دولت‌ها مطرح بوده وجود نداشت، به نظم درآوردن این رویه‌های بسیار متفاوت، تا حصول توافق‌های نهایی در دور اروگوئه، دشوار بود. گذشته از حصول توافق‌های مهم در زمینه‌های یاد شده، تصمیم مهم‌تری درباره تشکیلات سازمانی توافقنامه تعرفه و تجارت گات اتخاذ شد که به تأسیس سازمان تجارت جهانی<sup>2</sup> انجامید. سازمان جهانی تجارت، سازمانی دائمی، پر قدرت، دارای سرعت و قدرت عمل بالا و ضمانت اجرایی لازم برای تصمیمات و تعهدات مورد توافق است. این سازمان از ابتدای سال 1995 میلادی یعنی همان دوره‌ای که شعار جهانی سازی اقتصاد بر سر زبان‌ها افتاده بود، شروع به کار کرد.

هدف اصلی سازمان تجارت جهانی، همگرایی بیشتر اقتصادی و جهانی شدن آن است. از طرفی نیز جهانی شدن اقتصاد، مسأله‌های پیچیده و دارای ابعاد مختلف است. بیشتر اقتصاددانان، رشد تجارت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و ایجاد شرکت‌های چند ملیتی را از مشخصه‌های اصلی جهانی شدن می‌دانند. از مشخصه‌های دیگر جهانی شدن، آزادسازی تجاری و کاهش حمایت‌گرایی یا حذف تعرفه‌ها است که این مسأله هم در زمینه صادرات و هم در زمینه واردات برای گروه‌های مختلف از جمله گروه کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای قابل بررسی است. برای مثال کشورهای در حال توسعه، بخشی از

---

1- General Agreement on Tariff and Trade (GATT)

2- World Trade Organization (WTO)

درآمدهای خود را صرف حمایت و پرداخت یارانه به کالاهای صادراتی می‌کنند. این اقدام، موجب غیرواقعی شدن قیمت‌های نسبی رابطه مبادله<sup>1</sup> و از بین رفتن رقابت واقعی بین کالاهای صادراتی شده است. لذا در روند جهانی شدن میدان رقابت از سطح منطقه به سطح جهان گسترش می‌یابد و در این روند کشورهای موفق‌تر هستند که قدرت رقابت بالاتری از بعد تجارت بین‌الملل، صادرات و واردات داشته باشند (آذربایجانی، 1381).

در این مقاله، با وارد کردن شاخص‌های جهانی شدن در تابع تقاضای واردات، تأثیر اثرات الحاق ایران به WTO بر واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای بررسی شده است. کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای در این تحقیق شامل گروه صنایع نساجی، صنایع پوست و چرم و دباغی، صنایع تولیدات فلزات اساسی و ذوب فلزات آهن و فولاد و ماشین‌آلات حمل و نقل است. این طبقه‌بندی براساس کدهای چهار رقمی<sup>2</sup> صورت گرفته و دلیل انتخاب آن است که عمده واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای مربوط به گروه‌های مذکور می‌باشد و سایر کالاها سهم ناچیزی دارند.<sup>3</sup>

ادامه مقاله به صورت زیر سازماندهی می‌شود. بخش دوم به پیشینه پژوهش می‌پردازد. در بخش سوم مبانی نظری تحقیق ارائه می‌شود. بخش چهارم نتایج تجربی را بررسی می‌کند و در نهایت در بخش پنجم نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌شود.

#### تحلیل روند واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای در ایران<sup>4</sup>

کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای، کالاهایی هستند که ضمن سرمایه‌ای<sup>5</sup> بودن در تولید سایر کالاها به کار گرفته می‌شوند (وزارت بازرگانی، قوانین صادرات و واردات، 1386). در

1- Terms of Trade

2- International Standards Industrial Classification (ISIC)

3- براساس آمار ترازنامه و گزارش اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و هم‌چنین آمار گمرک جمهوری اسلامی

ایران در سال‌های مختلف، سهم کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای از کل واردات همواره بیش از 80 درصد بوده است.

4- <http://tsd.cbi.ir/intTSD/Display/Display.aspx>

5-Capital

جدول آروند واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای طی سال‌های 1388-1350<sup>1</sup> بررسی شده است. همان‌گونه که از جدول ملاحظه می‌شود، واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای از حدود 1593 میلیون دلار در سال 1350 به 4655 دلار در سال 1353 افزایش یافته و طی این دوره حدود 192 درصد رشد داشته است. به نظر می‌رسد دلیل چنین رشدی افزایش قیمت نفت (تکانه نفتی سال 1353) باشد. روند رشد واردات این کالاها با نوساناتی تا سال 1356 ادامه داشته که نشان‌دهنده نرخ رشدی معادل 22/6 درصدی است. با شروع جنگ تحمیلی حجم واردات این دسته از کالاها از متوسط رشد سالانه معادل 21 درصد برخوردار بوده که بیانگر تأثیر کاهش صدور نفت بر واردات این دسته از کالاها است. پس از خاتمه جنگ تحمیلی و هم‌زمان با افزایش بدهی‌های خارجی دولت در اثر اجرای سیاست‌های تعدیل، ارزش واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای در سال 1370 افزایش چشمگیری یافت. سپس واردات کالاهای مذکور در سال‌های بعد روند کاهشی داشته و در سال پایانی برنامه سوم (1383) به 28898 میلیون دلار افزایش یافته است. هم‌چنین واردات این قلم کالاها در سال 1384 نسبت به سال 1383 از رشدی معادل 11/7 درصد برخوردار بوده ولی در سال 1385 نسبت به سال 1384 به میزان 10/6 درصد رشد داشته است. دلیل چنین نوسانی بین سال‌های 1383 تا 1385 را می‌توان به کاهش واردات کالاهای سرمایه‌ای در سال 1384 نسبت به سال 1383 و هم‌چنین افزایش هر دو قلم کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای در سال 1385 نسبت به سال 1384 نسبت داد. البته نکته قابل توجه در واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای این است که سهم عمده کل واردات به کالاهای واسطه‌ای اختصاص دارد. برای مثال در سال‌های 1385، 1386، 1387 و 1388 کالاهای واسطه‌ای به ترتیب 68، 71، 71 و 70 درصد و کالاهای سرمایه‌ای به ترتیب 18، 16، 17 و 16 درصد از

1- به دلیل عدم دسترسی به اطلاعات مالیات بر واردات در سال‌های قبل از سال 1350، دوره مطالعه 1350-1388 در نظر گرفته شده است.

کل واردات کشور را به خود اختصاص داده‌اند (جدول 1).

جدول 1. واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای در ایران (میلیون دلار)

سال	کالاهای واسطه‌ای	سهم کالاهای واسطه‌ای از کل واردات (درصد)	کالاهای سرمایه‌ای	سهم کالاهای سرمایه‌ای از کل واردات (درصد)	مجموع کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای	نرخ رشد (درصد)
1350	1110/9	53/9	482/9	23/4	1593	28/9
1351	1266	49/2	642	25	1908	19/7
1352	1912	51/2	906	24/2	2818	47/7
1353	3224	50/3	1331	20/1	4655	65/2
1354	4337	37/1	3489	29/8	7826	68/1
1355	4773	37/4	3803	30	8576	9/6
1356	5679	38/8	4019	27/5	9698	13/1
1357	3919	37/8	8/290	28	6827	-29/6
1358	3872	39/9	1835	18/9	5707	-16/4
1359	4580	42/3	1738	16	6318	10/7
1360	6189	45/8	2149	15/9	8338	32
1361	5321	44/9	2308	19/5	7629	-8/5
1362	8419	46/5	4352	24	12771	67/4
1363	6065	41/8	3867	26/7	9932	-22/2
1364	5570	48/8	2421	21/2	7991	-19/5
1365	4017	42/9	2199	23/5	6216	-22/2
1366	4161	44/4	2209	23/6	6370	2/5
1367	3492	42/7	1869	22/9	5361	-15/8
1368	5859	45/7	2915	22/8	8774	63/7
1369	9574	51/1	4363	23/3	13937	58/8
1370	12049	40/6	9911	33/4	21960	57/6
1371	13555/1	45/4	8212	27/5	21767	-1
1372	15249/5	76/1	5085	25/4	20334/5	-6/6
1373	12432/4	75/4	2771	23/5	15203/4	-25/2
1374	10305/6	83/7	1860	15/1	12165/6	-20
1375	7779	51/5	3807	25/2	11586	-4/8

-3/3	11203	32/8	4661	46/1	6542	1376
9/9	12312	42	6001	44	6311	1377
-12/8	10726	36	4520	49	6206	1378
14/2	12246	34	4845	52	7401	1379
25/4	15355	39	7127	45	8228	1380
26/6	19432	43	9667	44	9765	1381
20/5	23413	42	11248	46	12165	1382
23/4	28898	34	12143	47	16755	1383
11/7	32270	22	8785	60	23485	1384
10/6	35690	18	7382	68	28308	1385
18/3	42228	16	7959	71	34269	1386
17/3	49524	17	9734	71	39790	1387
-4/2	47465/2	16	8830/2	70	38632/3	1388

مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

هم‌چنین نرخ مؤثر حقوق ورودی (نرخ تعرفه) که از نسبت ارزش مالیات بر واردات به ارزش کل واردات به دست می‌آید نیز بر اساس آمار ارایه شده در جدول 2 روندی متغیر داشته است. به طوری که نرخ مذکور از 23/8 درصد در سال 1350 به 14/1 درصد در سال 1353 کاهش یافته است. سپس این نرخ در سال 1358 معادل 7/4 درصد و در سال 1363 معادل 4/1 درصد بوده است. در سال 1367 نرخ تعرفه به 1/7 درصد کاهش یافته اما بعد از خاتمه جنگ و در پایان برنامه اول توسعه نرخ مذکور به 1/9 درصد افزایش یافته است. نرخ تعرفه در سال‌های 1378، 1383، 1384، 1385، 1386 و 1387 نیز به ترتیب 5/4، 10/7، 10/1، 9/5، 9/6 و 9/7 درصد بوده است که نشان‌دهنده روند تقریباً صعودی این متغیر طی دوره 1387-1378 است. این روند می‌تواند یکی از موانع الحاق به سازمان تجارت جهانی باشد که باید در سیاست‌گذاری‌های تعرفه‌ای مورد توجه قرار گیرد. زیرا، کشورهایی که خواهان پیوستن به این سازمان هستند، باید در یک بازه زمانی مشخص

نسبت به کاهش و حذف تدریجی نرخ تعرفه اقدام کنند.

جدول 2. نرخ مؤثر حقوق ورودی<sup>1</sup> (نرخ تعرفه)

سال	نرخ تعرفه تحقق یافته	سال	نرخ تعرفه تحقق یافته	سال	نرخ تعرفه تحقق یافته
1350	23/8	1363	4/10	1376	6/30
1351	25/7	1364	3/9	1377	4/9
1352	23/9	1365	3/2	1378	5/4
1353	14/1	1366	2/2	1379	6/9
1354	11/6	1367	1/7	1380	8/4
1355	13/5	1368	2/3	1381	9/2
1356	16/3	1369	1/9	1382	10/1
1357	13/9	1370	2/3	1383	10/7
1358	7/4	1371	2/8	1384	10/1
1359	7/4	1372	3/1	1385	9/5
1360	4/7	1373	4/1	1386	9/6
1361	5/2	1374	2/5	1387	9/7
1362	4/3	1375	4/4	1388	-

\* برای محاسبه نرخ تعرفه مؤثر از نرخ ارز بازار آزاد برای تبدیل ارقام دلاری به ریال استفاده شده است.

### مبانی نظری تحقیق

یکی از فروض اساسی در تجارت بین الملل برای کشورهای در حال توسعه این است که کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای وارداتی در این کشورها، جانشین کاملی برای کالاهای مشابه داخلی است؛ این مورد یک فرض اساسی و عقلایی است زیرا واردات کشورهای در حال توسعه عمدتاً کالاهایی را شامل می‌شود که فناوری تولید یا ساخت آن در کشورهای

<sup>1</sup>. (نرخ مؤثر حقوق ورودی = کل درآمد گمرک از محل حقوق ورودی / ارزش کل واردات)

مذکور وجود ندارد و آنها برای تولید کالاهای نهایی به واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای نیازمند هستند (دوتا و احمد<sup>1</sup>، 2006). در این راستا برای تحلیل اثر عوامل مؤثر بر تقاضای وادات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای ایران ابتدا فرض می‌شود که واردات حقیقی<sup>2</sup> هر کشوری تابعی از عوامل مختلفی از قبیل شاخص قیمت خارجی<sup>3</sup> ( $P^f$ )، شاخص قیمت داخلی ( $P$ )، نرخ ارز حقیقی ( $e$ ) یعنی حاصل ضرب قیمت‌های نسبی در نرخ ارز بازار آزاد، نرخ مؤثر حقوق ورودی (نرخ تعرفه<sup>4</sup>) و درآمد ملی ( $Y$ ) است. با در نظر گرفتن موارد یاد شده می‌توان تابع اولیه تقاضای واردات را به صورت زیر در نظر گرفت (رحمانی، 1383):

$$M = f(P^f, P, e, Y) \quad (1)$$

با افزایش قیمت‌های داخلی، کالاهای خارجی نسبت به کالاهای داخلی ارزان‌تر شده و لذا تقاضا برای واردات افزایش می‌یابد و برعکس. با افزایش قیمت‌های خارجی، کالاهای خارجی نسبت به کالاهای داخلی گران‌تر شده و در نتیجه تقاضا برای واردات کاهش می‌یابد و برعکس. برخی مطالعات نشان داده‌اند که شاخص قیمت کالاهای وارداتی را نیز می‌توان به جای قیمت‌های نسبی به کار گرفت، زیرا می‌تواند همانند قیمت‌های نسبی تقاضای واردات را تحت تأثیر قرار دهد (تانگ<sup>5</sup>، 2002). با افزایش نرخ ارز ( $e$ )، چون برای خرید هر واحد پول خارجی برای مقاصد وارداتی، باید پول داخلی بیشتری پرداخت شود، لذا کالاهای خارجی نسبت به کالاهای داخلی گران‌تر شده و تقاضا برای واردات کاسته می‌شود و بالاخره با افزایش درآمد ملی، مصرف و تقاضای کل و در نتیجه تقاضا برای واردات افزایش می‌یابد.

1- Dutta and Ahmad  
2- Real Import  
3- Foreign Price Index  
4-Tariff Rate (TRF)  
5- Tang



بعد از فروپاشی نظام برتن وودز، مطالعات زیادی دربارهٔ اثرات جهانی شدن اقتصاد و رابطه بین تغییرات نرخ ارز و قیمت‌های کالاهای وارداتی و داخلی صورت گرفت که این مطالعات به سه دسته تقسیم می‌شوند: گروه اول روی اثر جهانی شدن اقتصاد و تغییر نرخ ارز روی شاخص قیمت کل واردات تمرکز دارند. گروه دوم روی اثر جهانی شدن اقتصاد، تغییرات نرخ ارز و تغییرات نرخ تعرفه روی قیمت‌های واردات یا رشته تولیدی به خصوصی تأکید دارند (پولارد و کاگلیم<sup>1</sup>، 2003). گروه آخر نیز مطالعاتی هستند که روی شاخص‌های قیمت مصرف‌کننده و عمده‌فروشی متمرکز شده‌اند. می‌توان گفت واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای و در مجموع واردات تمامی کالاها از متغیرهای زیادی نظیر نرخ‌های ارز، رابطه مبادله هر کشور و قیمت نسبی واردات تأثیر می‌پذیرد. با وجود این، تجارت کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای عموماً در مطالعات تجربی مربوط به اثرات تغییر نرخ ارز مورد غفلت واقع شده است (تورک کان<sup>2</sup>، 2005). شایان ذکر است، اثر  $p$ ،  $p^f$  و  $e$  روی واردات حقیقی تا حدی مبهم است. زیرا مثلاً افزایش نرخ ارز ( $e$ ) سبب کاهش مقدار واردات بر حسب پول خارجی می‌شود اما در محاسبه واردات حقیقی  $\frac{e.P^f.M_r^f}{P}$ ، افزایش نرخ ارز  $e$  سبب افزایش واردات حقیقی می‌شود (پارسلی<sup>3</sup>، 2003)؛ از این رو فرض می‌شود، اثر مسلط همان اثر باشد که در بالا به آن اشاره شد. از طرفی نیز با توجه به اثرگذاری متغیرهای سیاستی نظیر نرخ تعرفه، باید به این نکته توجه داشت که نرخ تعرفه وضع شده روی کالاهای وارداتی نیز مقدار و تقاضای واردات را تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ به نحوی که هر چقدر نرخ تعرفه افزایش یابد، قیمت تمام شده کالاهای وارداتی را افزایش داده و میل نهایی به واردات (حساسیت تقاضای واردات به نرخ تعرفه) را کاهش می‌دهد (دیز، 2006).

---

1-Pollard and Coughlim

2- Turk Can

3- Parsley

بنابراین می‌توان تابع واردات را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$IM = f(P, P^f, e, Y, TR) \quad (2)$$

بر اساس مطالعه خوبی که مخی جا<sup>1</sup>، کیم<sup>2</sup> و ویلیامسون<sup>3</sup> (1997) در زمینه جهانی شدن و برای صنایع شیمیایی انجام داده‌اند، دو معیار سطح تجارت بین‌الملل (*LIT*)<sup>4</sup> و همگرایی تجارت بین‌الملل (*IIT*)<sup>5</sup> به عنوان شاخص‌های جهانی شدن معرفی شده‌اند. *LIT* نشان‌دهنده وسعت ارتباط بین‌الملل برای یک بخش خاص می‌باشد و هر قدر کوچکتر باشد، نشان‌دهنده این واقعیت است که بخش مورد نظر با توجه به سطح تولید خود، کم‌تر در تجارت شرکت می‌کند. این شاخص شرط لازم برای اندازه‌گیری جهانی شدن است. *IIT* نیز نشان‌دهنده تجارت درون بخشی است که بین صفر و یک می‌باشد. صفر نشان‌دهنده عدم وجود تجارت درون بخشی و یک بیانگر تجارت کامل درون بخشی است. این شاخص به همراه شاخص *LIT*، شرط لازم و کافی در رابطه با بحث جهانی شدن اقتصاد به شمار می‌رود.

هرچند مدل‌های سنتی واردات، تقاضا برای واردات را تابعی از متغیرهای تولید ناخالص ملی، نرخ تعرفه و قیمت‌های نسبی بیان می‌کنند، اما در کشورهای کم‌تر توسعه یافته و در حال توسعه به دلیل این که درآمدهای ارزی محدود بوده و نیاز به تجارت خارجی و واردات بیشتر است، اثر شاخص‌های مذکور از اهمیت خاصی برخوردار است (موران<sup>6</sup>، 1989).

1- Mekhija

2- Kim

3- Williamson

4- Level of International Trade (LIT)

5- Integration of International Trade (IIT)

6-Moran

## پیشینه پژوهش

### مطالعات خارجی

نتایج تعدادی از مطالعات نشان می‌دهد، کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای نقش مهمی در فرآیند تولید ملی دارند. ترکیب کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای با سایر عوامل تولید (سرمایه و نیروی کار)، این امکان را برای بنگاه‌ها فراهم می‌کند تا به مزیت تخصص‌گرایی دسترسی داشته باشند (گروسمن و هلپمن<sup>1</sup>، 1991).

در مطالعه‌ای با عنوان «تخمین تابع تقاضای واردات برای هند به روش هم‌جمعی»، رفتار کل واردات کشور هندوستان طی سال‌های 1995-1975 بررسی شده است. بر اساس برآوردهای اقتصادسنجی به عمل آمده از این تحقیق، تقاضای واردات بیشتر توسط تولید ناخالص داخلی توضیح داده شده و تابع مذکور نسبت به تغییرات قیمت نسبی واردات حساسیت کم‌تری داشته است.<sup>2</sup>

تانگ<sup>3</sup> (2002) در مطالعه خود رفتار تقاضای واردات برای اندونزی را بررسی کرده و دریافته است بین تقاضای واردات، درآمد واقعی و قیمت‌های نسبی رابطه هم‌جمعی وجود دارد به طوری که درآمد واقعی اثر مثبت و قیمت‌های نسبی اثر منفی روی تقاضای واردات دارد. هم‌چنین در مطالعه‌ای دیگر مدلهایی برای صادرات و واردات کشور ترکیه برآورد شده است. در این الگوها عمدتاً رابطه بین متغیرهایی نظیر نرخ واقعی ارز، کاهش ارزش لیره ترک، نرخ تعرفه و کسری حساب جاری با استفاده از روش خود توضیح برداری<sup>4</sup> بررسی شده است. نتایج این مطالعه نیز نشان می‌دهد که افزایش نرخ ارز واقعی و کاهش نرخ تعرفه اثر مثبتی روی تراز تجاری کشور ترکیه داشته است.<sup>5</sup>

1-Grossman and Helpman

2-Dutta and Ahmad, 2001.

3- Tang

4- Vector Auto Regressive (VAR)

5- Aydin, Ciplak and Yucel, 2004.

گویسان<sup>1</sup> (2005) نشان داده است، واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای در کشورهای مورد مطالعه اثر مثبت و معناداری روی رشد صنعتی و اثر مثبت غیرمستقیمی روی رشد غیرصنعتی داشته است.

بررسی اهمیت کالاهای واسطه‌ای به عنوان یکی از عوامل مؤثر در رشد اقتصاد جهانی مطالعه دیگری است که دلیل اهمیت این دسته از کالاها را برای رشد اقتصادی در این عوامل می‌داند<sup>2</sup>: اول این که طی سه دهه گذشته نسبت تجارت کالاهای واسطه‌ای به تولید ناخالص داخلی در اغلب کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی<sup>3</sup> رشد چشمگیری داشته است، به گونه‌ای که متوسط سهم تجارت این دسته از کالاها در مجموع کل تجارت کشورهای عضو OIC طی این سه دهه به حدود 50 درصد رسیده است.

### مطالعات داخلی

در تحقیقی با عنوان برآورد کشش‌های درآمدی و قیمتی تقاضا برای واردات و اثر آن بر توسعه اقتصادی در ایران طی سال‌های 1373-1342، قطمیری (1376) نتیجه می‌گیرد تغییر در پتانسیل موجود برای جایگزینی تولیدات داخلی به جای واردات تأیید نمی‌شود. نتایج دیگر این کار بیانگر افزایش درجه باز بودن اقتصاد در دوره مورد مطالعه است.

در زمینه تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر واردات کل کشور یا گروه خاصی از کالاها در ایران، تاکنون تحقیقات محدودی صورت گرفته است. در تحقیق دیگری با عنوان بررسی اثرات الحاق ایران به سازمان تجارت جهانی بر صنعت فولاد طی سال‌های 1372-1350، تابع تقاضای واردات صنعت فولاد برآورد شده است (صنایعی و آذربایجانی، 1379). بر اساس این پژوهش، به ازای هر ده درصد کاهش در نرخ‌های تعرفه - با فرض ثابت بودن سایر شرایط - مقدار تقاضای واردات فولاد 2/6 درصد افزایش می‌یابد. لذا در

1- Guisan

2- Steger and Bretschger, 2005 .

3-The Organization of Islamic Cooperation (OIC)

صورتی که ساختار تابع تقاضای واردات فولاد به همین صورت باقی بماند؛ تغییر در نرخ‌های تعرفه، تقاضای واردات فولاد را به صورت جدی تحت تأثیر قرار نمی‌دهد.

آذربایجان (1381) در مطالعه خود به بررسی اثرات سرریزهای منطقه‌ای ناشی از جهانی شدن و همگرایی اقتصادی بر رشد اقتصادی کشورهای حوزه دریای خزر و جمهوری قفقاز پرداخته است. وی نتیجه می‌گیرد ارتباط مثبت و معناداری بین هم‌جمع‌های منطقه‌ای و سیاست‌های برون‌گرایی با رشد اقتصادی کشورهای منطقه وجود دارد.

نتایج مقاله‌ای با عنوان بررسی اثرات جهانی شدن اقتصاد بر تجارت خارجی ایران نشان می‌دهد که بر اساس معادلات تقاضای واردات و عرضه صادرات، گروه کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای در دو بخش کشاورزی و ساختمان توانایی‌های لازم برای ورود به بازارهای جهانی را پیدا کرده و بخش کالاهای مصرفی بیشترین زیان را از پدیده جهانی شدن متحمل خواهد شد (کلباسی و جلائی، 1381).

صامتی و همکاران (1383) به ارزیابی آثار جهانی شدن بر الگوی تقاضای واردات ایران طی دوره 1338-1381 پرداخته‌اند. آن‌ها تقاضا برای واردات را به صورت تابعی از قیمت نسبی کالاهای وارداتی و قدرت خرید مردم فرض کرده‌اند. نتایج حاصل از مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد فرآیند جهانی شدن و ادغام در تجارت جهانی، باعث افزایش واردات می‌شود.

نتایج مطالعه دیگری نشان می‌دهد که واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای می‌تواند صنایع را در داخل کشور رقابتی‌تر و توان انتخاب مصرف‌کنندگان را افزایش دهد و در نهایت نقشی مؤثر در فرآیند آزادسازی تجاری برای رشد و توسعه ایفا نماید. این در شرایطی است که بتوان زمینه‌های انتقال دانش به داخل و بومی شدن آن را فراهم کرد (مرادی و مهدی‌زاده، 1384).

مطالعات بسیاری نشان داده‌اند اولاً، وضع تعرفه روی کالاهای نهایی، بهره‌وری را در سازمان‌ها تحت تأثیر قرار نمی‌دهد؛ ثانیاً وضع همان تعرفه شکاف موجود بین فعالیت‌های

بنگاه‌های مورد بررسی را متحول نمی‌کند؛ و ثالثاً، اخذ تعرفه از کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای که توسط دولت‌ها وضع می‌شود، آستانه بهره‌وری بنگاه‌هایی را کاهش می‌دهد که متکی به منابع داخلی<sup>1</sup> هستند (دیز<sup>2</sup>، 2006).

### تصریح مدل

اکنون می‌توان با توجه به یافته‌های بخش‌های قبلی، تابع تقاضای واردات مورد استفاده در این مقاله را تصریح کرد. برای برآورد اثرات آزاد سازی تجاری بر روی کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای، با اعمال تغییراتی، با استفاده از مدل مورد مطالعه صنایعی و آذربایجانی (1379) و روش به کار گرفته شده توسط دوتا (1998) تابع تقاضای واردات کالاهای مورد بررسی به شکل تعدیل یافته زیر برآورد خواهد شد:

$$MIC = f(Y_d, PMD, LIT_t, IIT_t, TRF) \quad (3)$$

که در آن:

$MIC$  واردات کل کشور به قیمت ثابت 1376 و  $Y_d$  درآمد ملی به قیمت ثابت 1376.

$PMD = \frac{P_m}{P_d}$  شاخص قیمت نسبی [نسبت شاخص قیمت وارداتی ( $P_m$ ) به شاخص قیمت داخلی ( $P_d$ )].

$LIT_t = \frac{(X_t + M_t)}{(Y_{dt} + M_t + X_t)}$  شاخص سطح تجارت بین‌الملل که در آن  $M_t$  واردات

کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای،  $X_t$  کل صادرات و  $Y_{dt}$  درآمد ملی است.

$IIT_t = 1 - \frac{|M_t - X_t|}{(X_t + M_t)}$  شاخص همگرایی یا ادغام در تجارت بین‌الملل<sup>3</sup> که بیانگر میزان

1- Domestically-Sourced Firms

2- Diez

3- این متغیر و متغیر شاخص ادغام در تجارت بین‌الملل با توجه به مطالعه جلالی و صادقی با عنوان (آثار جهانی شدن بر الگوی تقاضای واردات ایران) که در سال 1383 انجام شده، محاسبه شده است.

تجارت با شرکای تجاری است.

$TRF = \frac{Y_{trf}}{M_t}$  نرخ مؤثر حقوق ورودی یا تعرفه کالاهای وارداتی است که بر اساس نسبت کل درآمد گمرک از حقوق ورودی ( $Y_{trf}$ ) به ارزش کل واردات ( $M_t$ ) محاسبه شده است. شکل لگاریتمی مدل بالا بعد از اصلاحات عبارتی و ویرایشی به صورت زیر خواهد بود:

$$LnMIC = f(LnY_d, LnLIT_t, LnIIT_t, LnTRF, LnPMD) \quad (4)$$

## تحلیل نتایج تجربی

### آزمون پایایی متغیرها

استفاده از روش برآورد OLS در کارهای تجربی بر این فرض استوار است که متغیرهای سری زمانی مورد استفاده پایا هستند. از طرف دیگر باور غالب آن است که بسیاری از متغیرهای سری زمانی در اقتصاد پایا نیستند. از این رو قبل از استفاده از این متغیرها لازم است نسبت به پایایی<sup>1</sup> یا ناپایایی<sup>2</sup> آن‌ها اطمینان حاصل کرد. برای رفع این مشکل از آزمون ان - جی - پرون (NP)<sup>3</sup> استفاده می‌شود.

این آزمون برای تعیین پایایی یا عدم پایایی متغیرها مورد استفاده قرار می‌گیرد و از چهار آماره آزمون  $MZ_t$ ،  $MZ_\alpha$ ،  $MSB^4$  و  $MPT^5$  تشکیل می‌شود که هم در حالت سطح و هم در حالت تفاضل، پایایی متغیرها را بررسی می‌کند.<sup>6</sup> این آماره‌ها از اصلاح آماره آزمون

- 
- 1-Stationary
  - 2-Non-Stationary
  - 3-N.G-Perron
  - 4- Bartlett test
  - 5- Parzen test

6- برای مطالعه بیشتر به آدرس زیر مراجعه شود:

فیلیس - پرون<sup>1</sup> (1989) به دست می‌آیند و در آن‌ها فرضیه صفر عدم پایایی متغیرها را بر اساس روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS)<sup>2</sup> آزمون می‌کند. نتایج این آزمون در حالت سطح برای متغیرهای الگو در جدول 3 ارایه شده است:

جدول 3. نتایج آزمون ان - جی - پرون (NP) برای سطح متغیرهای الگوی مورد مطالعه

<i>MPT</i>	<i>MSB</i>	$MZ_t$	$MZ_\alpha$	آماره‌های NP		<i>LnMIC</i>
1/26	3/19	-1/62	-11/78			
1/78	4/17	-2/18	-12/00	%1	مقادیر بحرانی	
3/17	4/23	-1/98	-12/41	%5		
4/45	5/28	-1/80	-11/92	%10		
<i>MPT</i>	<i>MSB</i>	$MZ_t$	$MZ_\alpha$	آماره‌های NP		<i>LnY<sub>d</sub></i>
4/88	4/28	-3/07	-7/41			
4/96	5/04	-4/00	-11/21	%1	مقادیر بحرانی	
5/17	6/33	-3/81	-8/23	%5		
5/02	6/53	-3/78	-7/58	%10		
<i>MPT</i>	<i>MSB</i>	$MZ_t$	$MZ_\alpha$	آماره‌های NP		<i>LnLIT</i>
6/83	4/78	-4/14	-7/46			
6/88	4/95	-4/62	-8/27	%1	مقادیر بحرانی	
7/63	5/38	-4/57	-7/90	%5		
8/54	6/57	-3/50	-7/62	%10		
<i>MPT</i>	<i>MSB</i>	$MZ_t$	$MZ_\alpha$	آماره‌های NP		<i>LnIIT</i>
3/36	2/19	-6/00	-4/87			
4/05	3/47	-6/01	-6/27	%1	مقادیر بحرانی	
3/29	3/80	-6/94	-6/04	%5		
3/58	4/58	-4/62	-5/43	%10		
<i>MPT</i>	<i>MSB</i>	$MZ_t$	$MZ_\alpha$	آماره‌های NP		<i>LnTRF</i>
4/42	3/57	-1/06	-11/00			
5/36	4/64	-3/85	-12/15	%1	مقادیر بحرانی	
4/87	4/65	-2/01	-12/90	%5		

<http://www.Eviews/Time> Series Regression/Unit Root Test/NP

1- Phillips-Perron

2- Generalized Least Squares (GLS)



4/53	3/65	-1/27	-11/32	%10		
$MPT$	$MSB$	$MZ_t$	$MZ_\alpha$	آماره‌های NP		$LnPMD$
4/32	5/01	-4/21	-5/69			
4/70	5/85	-5/64	-6/50	%1	مقادیر بحرانی	
5/24	6/56	-5/02	-6/01	%5		
6/46	7/65	4/76	-5/87	%10		

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

چنانچه نتایج جدول 3 نشان می‌دهد، چهار آماره آزمون ان - جی - پرون (NP) در سطوح اطمینان 1، 5 و 10 درصد با مقادیر بحرانی آن‌ها برای متغیرهای الگو مقایسه شده است. بر اساس این نتایج، تمامی متغیرها در حالت عادی (سطح) ناپایا هستند. زیرا مقادیر آماره‌های NP در تمامی سطوح و برای همه متغیرها کوچکتر از مقادیر بحرانی آن‌هاست و لذا فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود پایایی را نمی‌توان برای هیچ یک از متغیرها رد کرد. برای مثال در سطح 5 درصد آماره آزمون NP برای متغیر  $LnMIC$  بر اساس  $MZ_\alpha$  معادل (-11/78) است که قدر مطلق آن از قدر مطلق مقدار بحرانی (-12/41) کوچکتر است و لذا نمی‌توان فرضیه صفر را که ناپایایی متغیر را شامل می‌شود، رد کرد. این روند برای سطوح کلیه متغیرها صادق است و در نتیجه حداقل با 90 درصد اطمینان می‌توان عنوان کرد که متغیرهای الگوی مورد مطالعه ناپایا هستند.

برای رفع ناپایایی متغیرها آزمون ان - جی - پرون از تفاضل متغیرها استفاده می‌کند که در این مطالعه نیز تفاضل مرتبه اول متغیرهای الگو مورد آزمون قرار گرفته و نتایج آن در جدول 4 ارایه شده است. نتایج نشان می‌دهد که همه متغیرهای الگو در حالت تفاضل مرتبه اول پایا می‌شوند و لذا می‌توان فرضیه صفر را که دلالت بر عدم پایایی متغیرها دارد، رد کرد و نتیجه گرفت تفاضل مرتبه اول متغیرهای الگو پایاست. برای مثال در سطح اطمینان 5 درصد آزمون NP برای تفاضل مرتبه اول  $LnMIC$ ،  $DLnMIC$ ، بر اساس آماره  $MZ_\alpha$  معادل (-15/70) است که قدر مطلق آن از قدر مطلق مقدار بحرانی (-14/10) بزرگ‌تر است و لذا تفاضل مرتبه اول  $LnMIC$  هم جمع از مرتبه اول یا  $I(1)$

می‌باشد. از آنجایی که این روند برای همه متغیرهای الگو صادق است، می‌توان نتیجه گرفت که تفاضل مرتبه اول کلیه متغیرها هم جمع از مرتبه اول یا  $I(1)$  بوده و می‌توان آن‌ها را به روش هم‌جمعی و در قالب الگوهای کوتاه‌مدت و بلند مدت تخمین زد.

جدول 4. نتایج آزمون ان - جی - پرون (NP) برای تفاضل مرتبه اول متغیرهای الگوی مورد مطالعه

$MPT$	$MSB$	$MZ_t$	$MZ_\alpha$	آماره‌های NP		$DLnMIC$
6/19	5/16	-7/62	-15/70			
3/78	4/14	-6/08	-13/80	%1	مقادیر بحرانی	
4/17	3/13	-7/08	-14/10	%5		
4/45	3/28	-6/21	-13/42	%10		
$MPT$	$MSB$	$MZ_t$	$MZ_\alpha$	آماره‌های NP		$DLnY_d$
5/23	6/36	-6/68	-10/71			
3/78	4/35	-4/58	-9/83	%1	مقادیر بحرانی	
3/83	5/49	-5/98	-10/15	%5		
4/12	5/79	-4/20	-9/41	%10		
$MPT$	$MSB$	$MZ_t$	$MZ_\alpha$	آماره‌های NP		$DLnLIT$
5/35	5/42	-5/26	-12/25			
4/23	5/17	-4/79	-11/62	%1	مقادیر بحرانی	
4/98	4/23	-5/23	-11/83	%5		
5/32	4/73	-4/26	-10/42	%10		
$MPT$	$MSB$	$MZ_t$	$MZ_\alpha$	آماره‌های NP		$DLnIIT$
3/91	6/35	-6/61	-9/26			
3/26	6/17	-5/42	-8/85	%1	مقادیر بحرانی	
2/63	5/06	-5/23	-8/75	%5		
2/42	5/03	-4/33	-8/47	%10		
$MPT$	$MSB$	$MZ_t$	$MZ_\alpha$	آماره‌های NP		$DLnTRF$
5/52	6/47	-4/69	-22/69			
4/58	5/31	-3/48	-11/42	%1	مقادیر بحرانی	
3/81	5/04	-3/81	-11/24	%5		
4/74	4/53	-3/21	-10/50	%10		

$MPT$	$MSB$	$MZ_t$	$MZ_\alpha$	آماره‌های NP		$D\ln PMD$
6/02	4/24	-9/56	-10/06			
5/89	4/02	-7/24	-8/99	%1	مقادیر بحرانی	
4/61	3/26	-8/63	-9/02	%5		
4/23	3/01	-6/32	-8/63	%10		

ماخذ: محاسبات پژوهش حاضر

### آزمون شکست ساختاری پرون<sup>1</sup>

پرون<sup>2</sup> (1989) آماره آزمون  $t$ ،  $t = \frac{\hat{\alpha} - 1}{S(\hat{\alpha})}$ ، را برای آزمون ریشه واحد گسترش داد تا

بتواند شکست ساختار را در روند یا عرض از مبدأ یا هر دو را هم‌زمان برای متغیرها آزمون کند. فرضیه صفر هر یک از این حالت‌ها برای متغیر  $Y$  به شرح زیر تعریف شده است:

$$A) \quad Y_t = \mu + dD(TB)_t + Y_{t-1} + e_t$$

$$B) \quad Y_t = \mu_t + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t$$

$$C) \quad Y_t = \mu_t + y_{t-1} + dD(TB)_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t$$

در روابط فوق  $D(TB)_t = 1$  است اگر  $t = TB + 1$  باشد و در غیر این صورت

$D(TB)_t = 0$  است؛ هم‌چنین  $DU_t = 1$  خواهد بود اگر  $t > TB$  باشد و در غیر این

صورت  $DU_t = 0$  است.

آزمون ریشه واحد برای متغیرهای تقاضای واردات  $\ln MIC$ ، درآمد ملی به قیمت

ثابت سال (1376)  $\ln Y_d$  و شاخص قیمت نسبی  $\ln PMD$  با استفاده از آزمون پرون

انجام می‌گیرد. در این راستا آزمون پرون برای سه متغیر مورد نظر در سطح و تفاضل مرتبه

اول انجام می‌شود تا ضمن آزمون پایایی، وجود شکست ساختاری نیز در روند این متغیرها ارزیابی شود.

1- Perron Breakpoint Test

2- Perron

بررسی داده‌های مربوط به جدول (5) در سطح متغیرهای مورد بررسی نشان می‌دهد (نلسون و پلاسر<sup>1</sup> 1982، پرون 1989، موریمون و نکاگاوا<sup>2</sup> 1989، جداول 1 تا 5) که ضریب متغیر وابسته با وقفه  $(\hat{\alpha})$  معادل (0/48) و آماره آزمون آن  $(t_{\hat{\alpha}})$  که با استفاده از رابطه  $t = \frac{\hat{\alpha} - 1}{S(\hat{\alpha})}$  محاسبه شده معادل -3/47 است. ملاحظه می‌شود که قدر مطلق آماره  $(t_{\hat{\alpha}})$  کوچک‌تر از مقدار بحرانی نلسون و پلاسر و پرون (-3/76) در سطح 5 درصد است و بر این اساس نمی‌توان فرضیه صفر را مبنی بر وجود ریشه واحد و شکست ساختاری الگو،  $(\alpha = 1)$  رد کرد؛ در نتیجه متغیر لگاریتم تقاضای واردات دارای شکست در روند شده است. به‌طور کلی نتایج آزمون پرون (مدل C) در جدول (5) برای سطح متغیرهای مورد بررسی نشان می‌دهد که طی دوره 1350-1385 عرض از مبدأ الگوی مورد مطالعه دچار شکست شده است و لذا اضافه شدن یک متغیر مجازی<sup>3</sup> نظیر جنگ به الگو دارای توجیه است. هم‌چنین نتایج آزمون پرون (مدل A) در سطح تفاضل مرتبه اول متغیرهای مورد بررسی،  $(DLnMIQ)$ ،  $(DLnPMI)$  و  $(DLnY_t)$ ، نشان می‌دهد که در سطح 5 درصد فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد  $(\alpha = 1)$  رد می‌شود؛ زیرا ضریب متغیر وابسته با وقفه  $(\hat{\alpha})$  معادل (0/12) و آماره آزمون آن  $(t_{\hat{\alpha}})$  که با استفاده از رابطه  $t = \frac{\hat{\alpha} - 1}{S(\hat{\alpha})}$  محاسبه شده معادل -5/18 است. از آن‌جا که قدر مطلق آماره  $(t_{\hat{\alpha}})$  بزرگ‌تر از مقدار بحرانی نلسون و پلاسر و پرون (-4/17) در سطح 5 درصد است، این متغیر در این حالت پایا و هم‌جمع از مرتبه I(1) خواهد بود؛ نتایج برای سایر متغیرها نیز صادق است.

نتیجه کلی مربوط به پایایی متغیرهای الگوی تقاضای واردات این است که اولاً عرض از مبدأ تابع مورد بررسی در دوره‌ای مشخص (سال 1359) دچار شکست شده و باید

1- Nelson and Plosser  
2- Morimune and Nakagava  
3- Dummy Variable

متغیری مجازی که به طور بیرونزا عرض از مبدأ را جابه‌جا کرده است به الگو اضافه شود؛  
ثانیاً تمامی متغیرهای الگو هم‌جمع از مرتبه اول یا  $I(1)$  هستند و بر اساس نتایج به دست آمده می‌توان رابطه بلندمدت آن‌ها را برآورد کرده و مورد تحلیل قرار داد.

جدول 5. تحلیل رگرسیونی پرون برای سطح متغیرهای  $LnMIC$ ،  $LnPMD$  و  $LnY_d$

مدل (C): $y_t = \hat{\mu} + \hat{\beta}t + \hat{\gamma}DT_t + \hat{\delta}D(T_B)_t + \hat{\alpha}y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{\epsilon}_t$ ، $n = 38$ ، $\lambda = 0.3$									مقدار بحرانی پرون در سطح 5%*
دوره شکست	K	$\hat{\mu}$	$t\hat{\mu}$	$\hat{\beta}$	$t\hat{\beta}$	$\hat{\alpha}$	$t\hat{\alpha}$	$S(\hat{\epsilon})$	
									<b><math>LnMIC</math></b>
1350-1385	1	0/46	2/40	0/01	2/42	0/48	-3/47	0/15	-3/76
									<b><math>LnPMD</math></b>
1350-1385	1	0/52	2/12	0/01	2/30	0/76	-2/18	0/11	-3/76
									<b><math>LnY_d</math></b>
1350-1385	1	0/45	2/82	0/003	2/80	0/54	-2/56	0/18	-3/76
مدل (A): $y_t = \hat{\mu} + \hat{\beta}Du_t + \hat{\beta}t + \hat{\delta}D(T_B)_t + \hat{\alpha}y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{\epsilon}_t$ ، $\lambda = 0.3$ ، $n = 38$									مقدار بحرانی پرون در سطح 5%*
دوره شکست	K	$\hat{\mu}$	$t\hat{\mu}$	$\hat{\beta}$	$t\hat{\beta}$	$\hat{\alpha}$	$t\hat{\alpha}$	$S(\hat{\epsilon})$	
									<b><math>DLnMIC</math></b>
1350-1385	1	0/14	3/25	0/01	0/25	0/12	-5/18	0/17	-4/17
									<b><math>DLnPMD</math></b>
1350-1385	1	-0/01	-0/99	0/02	1/30	0/43	-4/32	0/75	-4/17
									<b><math>DLnY_d</math></b>
1350-1385	1	0/11	2/11	0/14	1/62	0/11	-4/45	0/20	-4/17

K: تعداد وقفه،

$$\lambda = \frac{10(1350 - 1359)}{36} \cong 0/3$$

T: سال شکست ساختار الگو یا سال 1359 است و  $0 < \lambda < 1$

\* سطح معناداری 5 درصد و  $\lambda = 0.3$ .

در مدل (A)

$$T \rightarrow \infty \text{ اگر } \hat{\alpha} \rightarrow \{[\mu_1 - \mu_2]^2 A + \gamma_1\} \{[\mu_1 - \mu_2]^2 A + \sigma_1^2\}^{-1}$$

جایی که:

$$A = [\lambda - 4\lambda^2 + 6\lambda^3 - 3\lambda^4] \quad , \quad \gamma_1 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_1^T E(e_i e_i - 1) \quad , \quad \delta_e^2 \equiv \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_1^T E(S_i^2)$$

- در مدل (C)

$$\lim_{\hat{\alpha}} \rightarrow 1$$

$$\text{اگر } t(\hat{\alpha} - 1) \rightarrow \{3(-1 + 4\lambda - 5\lambda^2 + 2\lambda^3)\} \{2(-3 + 4\lambda - 3\lambda^2 + 3\lambda^3 - \lambda S^{-1})\}$$

$\hat{\mu}$  عرض از مبدا تابع روند،  $(\hat{\mu}_2 - \hat{\mu}_1)$  تغییرات عرض از مبدا و  $\hat{\mu}_2 < \hat{\mu}_1$ ،  $\hat{\beta}$  شیب تابع روند،  $(\hat{\beta}_2 - \hat{\beta}_1)$  تغییرات شیب تابع روند و  $\hat{\beta}_2 < \hat{\beta}_1$ ، پارامتر خود توضیحی و  $S(\hat{\epsilon})$  انحراف معیار نمونه مورد بررسی است.

### تعیین تعداد وقفه بهینه

همان گونه که قبلاً ذکر شد یکی از راه‌های تعیین وقفه بهینه استفاده از معیارهای اطلاعاتی آکائیک و شوارز می‌باشد. مقادیر این آماره‌ها برای وقفه‌های مختلف در جدول 6 آورده شده است. با توجه به این که مقدار بهینه وقفه در کمترین مقدار این آماره‌ها (به لحاظ قدر مطلق) رخ می‌دهد، براساس نتایج به دست آمده در جدول 6 حداکثر تعداد وقفه برابر یک است.

جدول 6. تعیین تعداد وقفه بهینه برای مدل

SW	AIC	مرتبه وقفه
-110/86	-112/42	2
-101/56	-98/05	1
-140/89	-152/6	0

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

اکنون که نتایج آزمون‌های شکست ساختاری و ریشه واحد مشخص شد، (از آنجا که لگاریتم‌گیری از متغیرها اجازه می‌دهد ضرایب آن‌ها به صورت کشش قابل تفسیر باشد و با توجه به نیاز به تحلیل کشش تقاضای واردات نسبت به متغیرهای اثرگذار، متغیرهای مورد

مطالعه به شکل لگاریتمی مورد استفاده قرار گرفته‌اند)، مدل لگاریتمی و نهایی زیر جهت برآورد و تحلیل داده‌ها استفاده شده است:

$$\text{LnMIC} = f(\text{LnY}_d, \text{LnLIT}, \text{LnIIT}, \text{LnTRF}, \text{LnPMD}, W) \quad (5)$$

در این رابطه  $W$  بیانگر متغیر موهومی جنگ است که برای دوره 1359-1368 در نظر گرفته شده است.

### تخمین بردارهای همگرایی به روش جوهانسون

چنانچه براساس آزمون‌های اثر<sup>1</sup> و حداکثر مقادیر ویژه اقدام به برآورد بردارهای هم‌جمعی شود، در حالت وجود روند زمانی و عدم وجود عرض از مبدأ، بهترین جواب برای الگوی کوتاه‌مدت به دست می‌آید. در این راستا براساس آزمون اثر وجود یک بردار هم‌جمعی مورد تأیید است چرا که آماره آزمون در این رابطه 24/11 است که از مقادیر بحرانی 32/42 در سطح 95 درصد کم‌تر است. اگر همین آزمون براساس حداکثر مقادیر ویژه صورت گیرد، در این حالت وجود دو بردار هم‌جمعی تأیید می‌شود که بعد از اعمال قیود خطی تفسیر خواهند شد (جدول 7).

جدول 7. تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی براساس آزمون اثر و حداکثر مقادیر ویژه

نوع آزمون	کمیت آماری	مقدار بحرانی 95 درصد	مقدار بحرانی 90 درصد	تعداد بردارها
آزمون اثر	61/40	52/41	48/90	$r \leq 0$
	24/11	32/42	28/12	$r \leq 1$
	8/11	18/30	17/15	$r \leq 2$
	1/15	8/16	7/56	$r \leq 3$
آزمون حداکثر مقادیر ویژه	42/36	32/19	26/73	$r \leq 0$
	22/14	20/97	18/20	$r \leq 1$
	5/82	13/67	14/36	$r \leq 2$
	1/14	9/42	7/30	$r \leq 3$

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

در صورتی که بردارهای هم‌جمعی به روش جوهانسون بعد از اعمال قیود خطی برآورد شوند، بر اساس نتایج ارایه شده جدول 8 فقط یکی از بردارهای به‌دست آمده از آزمون حداکثر مقادیر ویژه معنادار شده و با بردار حاصل از آزمون اثر، تفاوت چندانی ندارد. لذا به این دلیل صرفاً بردار به‌دست آمده از آزمون اثر تحلیل می‌شود.

جدول 8. برآورد بردارهای هم‌جمعی به روش جوهانسون قبل از نرمال کردن و بدون روند زمانی

متغیرها	بردار
$LnMIC$	-0/32413 (-0/1080)
$LnY_d$	-0/17672 (-0/01252)
$LnTRF$	0/01063 (0/0016)
$LnLIT$	-0/38542 (-0/18421)
$LnIIT$	-0/76410 (-0/2840)
$LnPMD$	0/04716 (-0/0180)
$W$	0/10842 (0/0026)

اعداد داخل پرانتز انحراف معیارها هستند.

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

بعد از تعیین تعداد بردارهای هم‌جمع تعادلی بلندمدت با استفاده از روش جوهانسون، باید مشخص شود آیا این بردارها منحصر به فرد هستند یا خیر. علاوه بر این در رابطه با روابط اقتصادی ساختاری بلندمدت چه مفهومی دارند. از آنجا که روش جوهانسون تنها تعداد بردار هم‌جمعی منحصر به فرد را در فضای هم‌جمعی تعیین می‌کند، و از سوی دیگر چون هر ترکیب خطی از بردارهای ایستا نیز بردارهای پایایی را نتیجه می‌دهد، لذا می‌توان با اعمال قید بر روی روابط هم‌جمعی، رابطه موجود بین آن‌ها را مورد ارزیابی قرار داد.



بنابراین لازم است قیدهایی براساس مبانی نظری اقتصادی، در راستای نرمالیزه کردن نتایج، بر ضرایب بردارهای هم‌جمعی اعمال شود تا بتوان روابط تعادلی بلندمدت را شناسایی نمود. مسأله شناسایی بسیار مهم است زیرا توجیه اقتصادی و تفسیر برآوردهای نامقید بسیار مشکل است.<sup>1</sup> بعد از اعمال قید ( $a_1 = 1$ ) بر متغیر  $LnMIC$  نتایج حاصل از برآورد معادله 5 به صورت زیر ارائه می‌شود (مطابق با نتایج حاصل از جدول 9):

(6)

$$LnMIC = 0.5478LnY_d + 1.19LnLIT + 2.37LnIIT - 0.03LnTRF$$

(2.44)                      (2.71)                      (2.78)                      (-2.21)

$$- 0.15LnPMD - 0.34W$$

(-5.13)                      (-3.57)

(اعمال قید بر بردار ارائه شده در جدول 6، اعداد داخل پرانتز آماره هستند).

رابطه فوق نشان می‌دهد که تقاضای واردات برای گروه کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای با درآمد حقیقی سرانه، سطح تجارت بین‌الملل و ادغام در اقتصاد بین‌الملل رابطه مستقیم و با نرخ تعرفه، قیمت‌های نسبی و جنگ رابطه معکوس دارد. همان‌طور که از آماره  $t$  که در داخل پرانتز آمده است ملاحظه می‌شود، تمامی ضرایب حاصل به لحاظ آماری معنادار هستند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
رتال جامع علوم انسانی

1- ساز و کار اعمال قید بر روابط هم‌جمعی به این نحو است که به ازای هر بردار هم‌جمع می‌توان حداکثر دو قید روی متغیرها اعمال کرد. در این مطالعه با فرض این که ضریب متغیر وابسته باید یک باشد، روی متغیر وابسته قیدی ( $a_1 = 1$ ) اعمال شده است تا نتایج اولیه هم‌جمعی نرمالیزه شود.

جدول 9. برآورد بردارهای هم‌جمعی به روش جوهانسون ( $\lambda_{trace}$ ) بعد از نرمالیزه کردن و بدون روند زمانی ( $a_1 = 1$ )

متغیرها	بردار
$LnMIC$	1/0000 (0/0000)
$LnY_d$	0/54783 (0/2242)
$LnTRF$	-0/03295 (-0/0149)
$LnLIT$	1/19480 (0/4408)
$LnIIT$	2/36871 (0/8506)
$LnPMD$	-0/14620 (-0/0285)
$W$	-0/33610 (-0/0941)

اعداد داخل پرانتز انحراف معیارها هستند.

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

تابع برآورد شده بیانگر اثرپذیری زیاد تقاضای واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای کشور از تغییرات سطح تجارت بین‌الملل و ادغام در تجارت جهانی است. این واقعیت که تقاضای کالاهای مورد بررسی حساسیت کمی نسبت به تغییرات نرخ تعرفه از خود نشان می‌دهد نیز تأیید می‌گردد. هم‌چنین اثر متغیر جنگ در بلندمدت روی واردات کالاهای مورد بررسی به‌طور معنادار و منفی است. اما اثر آن چندان قابل ملاحظه نیست. به نحوی که دوره جنگ تقاضای واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای را هر سال به میزان تقریبی 0/33 درصد کاهش داده است.

در این راستا و با عنایت به نتایج به دست آمده می‌توان چنین بیان کرد که در صورت الحاق به سازمان تجارت جهانی اولاً، سطح تجارت جهانی و به تبع آن میزان تجارت کالاهای مورد بررسی افزایش خواهد یافت. ثانیاً، میزان ادغام در اقتصاد بین‌الملل افزایش یافته و نهایتاً این که با کاهش و یا حذف نرخ‌های تعرفه تقاضای این کالاها و مشابه داخلی چندان تحت تأثیر قرار نمی‌گیرد؛ زیرا تقاضای واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای نسبت به نرخ تعرفه حساسیت کم‌تری داشته و کاهش نرخ تعرفه تقاضای آن‌ها را به مقدار کم‌تری افزایش می‌دهد. بنابراین سیاست کاهش یا حذف تعرفه وارداتی کالاهای مورد بررسی در اقتصاد ایران قابل توجیه است.

### برآورد الگوی تصحیح خطا<sup>1</sup>

چنانچه الگوی تصحیح خطای بردار هم‌جمعی تخمین زده شده در رابطه 6 برآورد شود، می‌توان نتایج حاصل از این برآورد را که در جدول 10 ارائه شده است، مورد تحلیل قرار داد. براساس نتایج به دست آمده می‌توان بیان کرد که اولاً تمامی ضرایب در این حالت به لحاظ آماری معنادار هستند. هم‌چنین ضریب تعیین ( $R^2$ ) برابر 0/96 است که نشان‌دهنده قدرت توضیح‌دهندگی بالای الگوست. ثانیاً ضریب جمله تصحیح خطا برابر 0/62- است که نشان می‌دهد در هر سال 62 درصد از عدم تعادل در تقاضای کالاهای مورد بررسی در دوره بعد تعدیل می‌شود. به عبارتی چنانچه تقاضای واردات کالاهای مذکور در اثر بروز نوسان در متغیرهای الگو، دچار تغییر شود در هر سال حدود 62 درصد از انحراف مورد نظر با حرکت به سمت مقادیر تعادلی برطرف می‌شود و بنابراین تعدیل به سمت تعادل، نسبتاً به خوبی صورت می‌گیرد. با عنایت به نتایج حاصل، مشاهده می‌شود ضریب مربوط به متغیر مجازی جنگ 0/14- است که نشان‌دهنده تأثیر منفی اماناچیز جنگ بر روند واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای در کوتاه‌مدت است.

---

1-Error Correction Model.

هم‌چنین در الگوی کوتاه‌مدت نیز درآمد ملی سرانه، سطح تجارت و ادغام در تجارت بین‌الملل اثری مثبت روی واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای داشته‌اند. برای نمونه افزایش 1 درصد درآمد حقیقی سرانه تقاضای واردات را به میزان تقریبی 0/3 درصد افزایش می‌دهد و نرخ تعرفه و قیمت‌های نسبی نیز دارای اثری منفی بوده‌اند؛ برای مثال افزایش 1 درصدی قیمت‌های نسبی تقاضای واردات را به میزان تقریبی 0/45 درصد کاهش می‌دهد. لذا اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرها در یک راستا و هم‌جهت عمل کرده است.

جدول 10. الگوی تصحیح خطا برای LnMIC به روش هم‌جمعی

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
عرض از مبدا	10/36	5/10	2/03
dLnMIC	0/21	0/08	2/63
dLnY <sub>d</sub> (-1)	0/31	0/06	5/17
dLnTRF (-1)	-0/21	0/09	-2/33
dLnLIT (-1)	0/92	0/42	2/19
dLnIIT (-1)	1/17	0/45	2/60
dLnPMD (-1)	-0/45	0/22	-2/05
Ecm (-1)	-0/62	0/26	-2/38
*D <sub>t</sub>	-0/14	0/04	-3/50
R-squared		0/9682	

\*D متغیر جنگ که به عنوان یک متغیر مجازی به مدل اضافه شده است.

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

### برآورد تابع واکنش آنی (IRF)<sup>1</sup>

برآورد تابع واکنش آنی نشان می‌دهد که چنانچه شوکی به متغیر وابسته یعنی تقاضای واردات وارد شود، تا سال سوم اثر این شوک از بین می‌رود. البته عمده اثرات شوک در پایان سال اول

1-Impulse Response Function

برطرف می‌شود و مابقی در سال‌های دوم و سوم به صفر نزدیک می‌شود (جدول 11).

جدول 11. تابع واکنش آنی

دوره ایجاد شوک	اثرات واکنش
0	1/21530
1	0/18205
2	0/08523
3	0/01142
4	0/1932E-3
5	0/1621E-4
6	0/1585E-5
7	0/1620E-6
8	0/2238E-7
9	0/3128E-8
10	0/28501E-9

### آنالیز واریانس تقاضای واردات کالاهای واسطه‌ای-سرمایه‌ای

بررسی نتایج آنالیز واریانس برای 10 سال متوالی نشان می‌دهد که در سال اول تقریباً 100 درصد تغییرات تقاضای واردات توسط خودش توضیح داده می‌شود؛ اما با گذشت زمان و در سال پنجم سطح تجارت بین‌الملل و ادغام در تجارت بین‌المللی حدود 20 درصد از تغییرات تقاضای واردات کشور را توضیح می‌دهند. در سال 10 نیز حدود 17 درصد توضیحات تقاضای واردات توسط ادغام در تجارت بین‌المللی و 10 درصد تغییرات آن نیز توسط نرخ تعرفه توضیح داده می‌شود که بیانگر افزایش اثرات متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته در بلندمدت است (جدول 12).

جدول 12. نتایج تحلیل واریانس تقاضای واردات

دوره	LnPMD	LnTRF	LnIIT	LnLIT	LnYD	LnMIC
0	0/1228	0/016	0/161	0/227	0/103	1
1	0/038	0/051	0/167	0/164	0/062	0/908
2	0/060	0/069	0/168	0/134	0/044	0/855
3	0/073	0/080	0/168	0/116	0/034	0/824

0/805	0/028	0/105	0/168	0/087	0/081	4
0/791	0/024	0/098	0/169	0/092	0/086	5
0/781	0/021	0/092	0/169	0/095	0/090	6
0/774	0/018	0/089	0/169	0/097	0/093	7
0/768	0/016	0/085	0/169	0/099	0/096	8
0/763	0/015	0/082	0/169	0/101	0/099	9
0/759	0/014	0/080	0/169	0/103	0/099	10

## نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

### نتیجه‌گیری

در این تحقیق تأثیر متغیرهایی نظیر نرخ تعرفه، درآمد حقیقی سرانه، قیمت‌های نسبی، سطح تجارت بین‌الملل و ادغام در تجارت بین‌الملل بر واردات گروه کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای ایران با تأکید بر آزادسازی تجاری مورد آزمون قرار گرفته است. در تحلیل تجربی برای تخمین تابع تقاضای کالاهای مورد بررسی از مدل هم‌جمع‌ی جوهانسون و الگوی تصحیح خطا استفاده شده است. در این راستا نتایج حاصل از برآورد تابع تقاضای واردات کالاهای مورد بررسی را می‌توان به شرح زیر برشمرد:

برآورد تابع تقاضای واردات کالاهای مورد بررسی دلالت بر این دارد که تابع مذکور بیشترین حساسیت را نسبت به متغیرهای سطح تجارت بین‌الملل و ادغام در تجارت بین‌الملل داشته است. این واکنش که با سطح بازارهای جهانی مرتبط می‌باشد، نشان می‌دهد افزایش سطح تجارت بین‌الملل و هم‌جمع‌ی یا ادغام در تجارت بین‌الملل که از پیش‌زمینه‌های الحاق به سازمان تجارت جهانی نیز به‌شمار می‌روند، موجب افزایش واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای شده و از این طریق می‌تواند به صادرات کالاهای مربوطه نیز کمک کند.

بر اساس نتایج حاصل، حساسیت تقاضای واردات نسبت به نرخ تعرفه تحقق یافته در سطح پایینی قرار دارد. از این‌رو سیاست کاهش یا حذف نرخ تعرفه کالاهای مورد بررسی در راستای الحاق به سازمان تجارت جهانی می‌تواند قابل توجه باشد.

ضریب تصحیح خطا که نوسانات کوتاه‌مدت را به تعادل بلندمدت مرتبط می‌نماید، بیانگر سرعت بالای حرکت به سمت تعادل بلندمدت به هنگام بروز نوسانات کوتاه‌مدت است. این مسأله هم‌جمعیتی متغیرهای الگو را در بلندمدت مورد تأیید قرار می‌دهد.

وضعیت واردات کالاهای مورد بررسی طی بازه زمانی مورد مطالعه بهبود یافته است. دلیل این امر را می‌توان افزایش سطح تجارت بین‌الملل و میزان ادغام تجارت کشور (افزایش روابط تجاری کشور) در اقتصاد جهانی دان است که روند آماری واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای در جدول 1 نیز مؤید آن است.

رشد درآمد ملی نیز موجب واکنش مثبت واردات کالاهای مورد بررسی شده است. در نتیجه، الحاق به سازمان تجارت جهانی موجب افزایش سطح تجارت بین‌الملل و رشد اقتصادی شده و به نوبه خود موجب افزایش واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای می‌شود. از آنجا که تقاضای کالاهای مشابه داخلی کم‌تر تحت تأثیر کاهش نرخ‌های تعرفه در اثر الحاق به WTO قرار می‌گیرد، واردات کالاهای مذکور تهدیدی برای رشد اقتصادی کشور محسوب نمی‌شود.

افزایش قیمت‌های نسبی در کوتاه‌مدت و بلندمدت موجب کاهش نسبی تقاضای واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای می‌شود. به نحوی که با افزایش 1 درصدی قیمت‌های نسبی، تقاضای واردات این کالاها به میزان تقریبی 0/30 درصد در بلندمدت و 0/45 درصد در کوتاه‌مدت کاهش می‌یابد. البته اثر کوتاه‌مدت این متغیر بیشتر از اثر بلندمدت آن است. لذا افزایش قیمت‌های نسبی ناشی از افزایش قیمت کالاهای وارداتی، هزینه تولید کالاهای نهایی تولید شده در داخل کشور را که کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای وارداتی در تولید آنها نقش دارد، افزایش می‌دهد. این امر می‌تواند قدرت صادراتی کشور را نیز کاهش دهد که در این صورت اثری منفی بر ادغام در اقتصاد جهانی خواهد داشت.

الگوهای کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرها نتایج هم‌جهتی را ارائه می‌کنند. به طوری که

در برخی موارد اثرات کوتاه‌مدت متغیرها پرننگ‌تر است. برآورد تابع واکنش آنی نشان می‌دهد که عمده اثرات شوک وارد شده بر تقاضای واردات کالاهای مورد بررسی در پایان سال اول برطرف می‌شود و مابقی در سال‌های دوم و سوم به صفر نزدیک می‌شود. بررسی نتایج آنالیز واریانس برای 10 سال متوالی بیانگر افزایش اثرات متغیرهای مستقل به خصوص ادغام در تجارت بین‌الملل، بر متغیر وابسته در بلندمدت است.

### توصیه‌های سیاستی

با توجه به حساسیت کم تقاضای واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای ایران نسبت به نرخ تعرفه، بهتر است در راستای پیوستن به سازمان تجارت جهانی، نرخ تعرفه این گروه از کالاها به تدریج کاهش یابد تا به آزادسازی کامل منجر گردد. با این کار علاوه بر تغییر واردات کشور به سمت کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای و به کارگیری آن‌ها در امر تولید و سرمایه‌گذاری بیشتر در کشور می‌توان امیدوار به افزایش رشد اقتصادی و تقویت شاخص‌های سطح تجارت بین‌الملل، ادغام در تجارت بین‌الملل و به‌طور کلی همگرایی اقتصادی شد.

با عنایت به این که بر اساس نتایج تحقیق، تقاضای واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای ایران ارتباط مستقیم و معناداری با سطح تجارت بین‌الملل و همگرایی اقتصادی دارد، دولت می‌تواند با اجرای سیاست‌های مناسب از قبیل تشویق صادرات غیرنفتی و تعامل سازنده با اقتصادهای دیگر (بهبود روابط تجاری از طریق بهبود روابط سیاسی)، این شاخص‌ها را تقویت کند. به عبارتی بهبود روابط سیاسی با کشورهای مختلف موجب بهبود روابط تجاری نیز می‌شود که بعد از این مرحله می‌توان با ایجاد مزیت رقابتی در صادرات غیرنفتی کشور (نظیر اصلاح و بهبود فضای کسب و کار خصوصاً کاهش تعداد مراحل و هزینه‌های لازم برای صادرات)، زمینه افزایش صادرات را فراهم کرد.





پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرتال جامع علوم انسانی

## منابع

### منابع فارسی

- 1- آذربایجانی، کریم، (1381): جهانی شدن، هم‌جمعی اقتصادی - منطقه‌ای و تأثیر آن بر رشد کشورهای حوزه دریای خزر و جمهوری قفقاز، فصلنامه تحقیقات اقتصادی، ۱۴۹، ۶۱-۱۷.
- 2- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره حساب‌های اقتصادی، گزارش اقتصادی و ترانزنامه بانک مرکزی، سال‌های مختلف.
- 3- بیدرام، رسول، (1381): Eviews همگام با اقتصادسنجی، انتشارات منشور بهره‌وری، تهران.
- 4- رحمانی، تیمور، (1383): اقتصاد کلان، جلد 1، انتشارات برادران، تهران.
- 5- صامتی، مجید، سید عبدالمجید جلائی و زین العابدین صادقی، (1383): آثار جهانی شدن بر الگوی تقاضای واردات ایران (1381-1338)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، 12، 16-11.
- 6- صناعی، علی و کریم آذربایجانی، (1379): تأثیر الحاق ایران به سازمان تجارت جهانی بر صنعت فولاد، سازمان مدیریت صنعتی اصفهان.
- 7- قطمیری، علی، (1376): برآورد کشش‌های درآمدی و قیمتی تقاضا برای واردات و اثر آن بر توسعه اقتصادی در ایران 1373-1342، پژوهش‌نامه بازرگانی، 5، 66-55.
- 8- کلباسی، محمد و عبدالمجید جلائی، (1381): بررسی اثرات جهانی شدن اقتصاد بر تجارت خارجی، فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد ایران، 11، 128-113.
- 9- گمرک جمهوری اسلامی ایران، سالنامه آماری بازرگانی خارجی جمهوری اسلامی ایران (صادرات - واردات)، 1383-1350.
- 10- مرادی، محمدعلی و مریم مهدیزاده، (1384): تجارت خارجی و رشد اقتصادی در ایران، فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین، 3، 72-38.

11- نوفرستی، محمد، (1378): ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی، انتشارات چشمه، تهران.

12- وزارت بازرگانی، (1386): مجموعه قوانین و مقررات صادرات.

#### منابع انگلیسی

- 13-Aydin, M. Faruk, Ciplak, Ugur and Yucel, M. Eray, (2004), "Export and Import Demand Models for Turkish Economy", Central Bank of Republic of Turkey, 20-21.
- 14-Blanchard, E. , (2005), "Foreign Direct Investment, Endogenous Tariffs, and Preferential Trade Agreements", Mimeo, University of Virginia, 22.
- 15-Borga, M. & W. Zeile, (2004), "International Fragmentation of Production and the Intrafirm Trade of U. S. Multinational Companies", The U. S. Department of Commerce, the U. S. Bureau of Economic Analysis, Working Paper, 200, 4-20.
- 16-Cheong, T. , (2002), "Aggregate Import Demand Function Behavior for Indonesia: Evidence from Bouns Testing Approach", IIUN Journal of Economics and Management, 10:2, 2-13.
- 17-ChiarLone, S. , (2002), "TRDe Quality Differentiated Goods and Import Elasticity", CESPRI – Bocconi University, 1.
- 18-Diez, F. , (2006), "Tariffs on Final and Intermediate Goods under Global Sourcing", University of Wisconsin, Madison, 2-4.
- 19-Dutta, D. , & N. , Ahmad, (2001), "Aggregate Import Demand Function for India", University of Sydney.
- 20-Dutta, D. , & N. , Ahmad, (2006), "An Aggregate Import Demand Function for India: A Cointegration Analysis", School of Economics of Sydney, Australia.
- 21-Grossman, G. , & E. Helpman, (1991), "Innovation and Growth in Global Economy", Cambridge, MIT Press, 122.
- 22-Guisan, M. , (2005), "Human Capital, Population Growth and Industrial Development in Mexico and Turkey: A Comparative Analysis with other OECD Countries", 1964-2004, Paper Series Economic Development, 85: 10, 11-12.
- 23-International Monetary Fund, International Financial Statistics, (2004) (IFS).
- 24-Lindqvist, R. , (2006), "Intra-Industry Trade, School of Economics and Management", Dlund University.
- 25-Makhija, M. V., Kim K. and Williamson S. D., (1997), "Measuring