

## تقاضای واردات در اقتصاد ایران با رویکرد نوین\*

دکتر حمید ابریشمی\*\*

### چکیده

مقاله حاضر تقاضای واردات کوتاه‌مدت و بلندمدت در اقتصاد ایران مبتنی بر روش‌های هم‌انباشتگی انگل-گرانجر، جوهانسن، پسران و شین و فیلیس-هنسن را مورد مطالعه قرار می‌دهد. نتایج حاصله حاکی از آن است که تئوری استاندارد تقاضای واردات مبتنی بر انواع قیمت‌های نسبی و متغیرهای مقیاس، قادر نیست رفتار واردات را در اقتصاد ایران به شیوه رضایتبخشی تبیین نماید. لذا، از الگوی تقاضای واردات در شرایط محدودیت‌های ارزی برای تصریح معادله تقاضا و تجزیه و تحلیل عوامل تعیین‌کننده آن استفاده شده است. کشش درآمدی تقاضای بلندمدت واردات در کلیه تصریحات و رویکردهای مختلف هم‌انباشتگی و همچنین روش کالمن فیلتر با دقت بالایی نزدیک به واحد برآورد می‌شود، اگرچه که رفتار ادواری ملایمی را از خود نشان می‌دهد. کشش درآمدی کوتاه‌مدت بسیار بزرگتر از واحد و حدود ۵/۷ برآورد شده و دلالت بر آن دارد که اقتصاد ایران قادر به تعدیلات ساختاری مورد نیاز برای

\* این مقاله مستخرج از طرح انجام شده در مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی می باشد.

\*\* دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

پژوهشنامه بازرگانی

۲

کاهش وابستگی به واردات در بلندمدت بوده است. اگرچه برآورد کاهش  
قیمتی واردات غیردقیق است و طی نمونه دچار بی ثباتی می باشد ولی انتظار  
می رود که همراهی سیاست کاهش ارزش پول با آزادسازی های تجاری اثرات  
قابل توجهی بر تقاضای واردات داشته باشد.

### مقدمه

در این مقاله، عوامل تعیین کننده تقاضای واردات در کوتاه مدت و بلندمدت مبتنی بر روش های نوین اقتصادسنجی مورد مطالعه قرار می گیرند. کشش های قیمتی و درآمدی واردات در بلندمدت مبتنی بر اساس روش هم انباشتگی جوهانسن (۱۹۸۸)<sup>۱</sup> برآورد شده و سپس، آنها را با نتایج روش های هم انباشتگی انگل و گرنجر (۱۹۸۷)<sup>۲</sup>، ARDL پسران و شین (۱۹۹۸)<sup>۳</sup> و فیلیپس - هانسن (۱۹۹۵)<sup>۴</sup> برای بررسی حساسیت نتایج نسبت به تکنیک برآورد اقتصادسنجی، مورد مقایسه قرار داده اند. به علاوه، ثبات کشش ها یا ضرایب بلندمدت، با روش کالمن فیلتر (برای رعایت اختصار، این نتایج گزارش نشده اند)<sup>۵</sup> مورد توجه قرار گرفته و چگونگی تغییر ضرایب در ارتباط با تحولات اقتصادی طی دوره نمونه، تحلیل می گردند. مطابق الگوی نظری فینی و همکارانش (۱۹۹۲)<sup>۶</sup> کشش قیمتی در شرایط محدودیت های ارزی ارتباط معکوس با کنترل های تجاری دارد. به همین دلیل وی بی کشش بودن تقاضای واردات را برای بسیاری از کشورهای در حال توسعه در مطالعه پریچت (۱۹۸۷)<sup>۷</sup> به محدودیت های کمی روی تجارت خارجی نسبت می دهد. این فرضیه را با تخمین های حاصل از روش کالمن فیلتر که تغییرات کشش قیمتی (و درآمدی) را در طول دوره نمونه نشان می دهد، به طور ضمنی آزمون خواهد شد.

برای تصریح الگوی نظری واردات، از دو رویکرد استاندارد و تقاضای واردات در شرایط محدودیت ارزی، استفاده شده است. در کشورهای در حال توسعه وجود محدودیت ذخایر ارزی، سیاست های دولت را در جهت محدود ساختن واردات سوق می دهد. کنترل های ارزی، نرخ ارز و محدودیت های مقداری که به طور مستقیم و

1. Johansen (1988)
2. Engle - Granger (1087)
3. Pesaran - Shin (1998)
4. Phillips - Hansen (1995)
5. Kalman - Filter
6. Faini et al (1992)
7. Pritchett (1987)

غیرمستقیم بر حجم واردات اثر می‌گذارد، نقش تعیین‌کننده در جریانهای تجاری این کشورها داشته است. لذا در بسیاری از مطالعات از جمله همفیل (۱۹۸۴)<sup>۸</sup>، خان و ناپیت (۱۹۸۸)<sup>۹</sup>، موران (۱۹۸۹)<sup>۱۰</sup> تقاضا برای واردات، منحصراً براساس ذخایر ارزی و یا ترکیبی از ذخایر ارزی و قیمت‌های نسبی و درآمد تصریح می‌گردد. در مطالعه حاضر، ابتدا الگوی استاندارد برای تبیین نوسانات واردات در ایران مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ سپس، با اشاره به محدودیت‌های الگوی پیش گفته، از جمله عدم وجود هم‌انباشتگی میان متغیرهای آن و رضایتبخش نبودن برازش حاصله، الگوی تقاضای واردات در شرایط محدودیت‌های ارزی بررسی می‌گردد. همانطور که ملاحظه خواهد شد، الگوی مذکور قادر است تحولات واردات را در کوتاه‌مدت و بلندمدت در طول دوره نمونه به نحو مطلوبی توضیح دهد.

### ۱. الگوی استاندارد تقاضای واردات

در این تحقیق، از الگوی جانشینی غیرکامل که در آن واردات و تولیدات داخلی جانشین غیرکامل یکدیگر محسوب می‌شوند، برای برآورد پارامترهای تابع تقاضای واردات بلندمدت و کوتاه‌مدت استفاده می‌گردد. با فرض همگنی از درجه صفر، شکل عمومی تابع تقاضای واردات به صورت زیر است.<sup>۱۱</sup>

$$M_t = F(Y_t, PR_t) \quad (1)$$

$M_t$  عبارت است از حجم واردات،  $Y_t$  درآمد حقیقی و  $PR_t$  قیمت نسبی واردات بوده که از نسبت شاخص قیمت واردات (PM) به شاخص قیمت داخلی (PD) به دست می‌آید. ایتالینر (۱۹۸۷)<sup>۱۲</sup> واردات را به صورت تابعی از حاصلضرب متغیرهای توضیحی مربوطه با

8. Hemphil (1984)

9. Khan and Knight (1988)

10. Moran (1989)

11. Warner and Kreini (1983), Magee (1975), Goldstein and Khan (1985)

12. Italianer (1987)

حل مسأله حداقل کردن هزینه‌ها استخراج می‌نماید. آزمونهای تجربی نیز براساس تبدیلات باکس - کاکس<sup>۱۳</sup> تصریح خطی - لگاریتمی در مقابل سایر تصریحات را پذیرفته‌اند.<sup>۱۴</sup>

در ادبیات مربوط به کشورهای در حال توسعه، توجه خاصی به الگوسازی اثر محدودیت‌های کمی بر تقاضای واردات شده است. خان (۱۹۷۴) با این فرض که محدودیت‌های وارداتی به صورت همبستگی سریالی در طول زمان تغییر می‌کند، اثر آن را با فرایند خودهمبستگی جملات اختلال در الگو کنترل نمود. محققین دیگر، از شاخص‌های دسترسی به ارز مانند ذخایر یا دریافتی‌ها ارزی برای اندازه‌گیری تمایل دولت به اعمال کنترل‌های وارداتی استفاده نموده‌اند.<sup>۱۵</sup> برای مثال، همفیل (۱۹۸۴)، چویو و همکاران (۱۹۸۳) و موران (۱۹۸۸) با این فرض که سیاستگذاران، عرضه ارز را به طور کامل کنترل می‌کنند، با حداقل کردن یک تابع هزینه شامل مربع انحرافات ذخایر ارزی و واردات از سطوح تعادلی بلندمدت و همچنین مربع تغییرات کوتاه‌مدت واردات، تقاضای واردات را به سطوح ذخایر و دریافتی‌های ارزی و متغیرهای الگوی استاندارد (قیمت نسبی و سطح فعالیت اقتصادی) مرتبط می‌سازند. البته رویکرد مذکور به لحاظ آنکه کشش‌های برآورد شده را نمی‌توان به هنگام تغییر رژیم تجاری استفاده نمود مورد انتقاد قرار گرفته است.<sup>۱۶</sup> به علاوه، لحاظ کردن شاخص دسترسی به ارز در تابع واردات در برخی موارد منجر به کاهش دقت برآورد برخی پارامترها (کشش‌های درآمدی و قیمتی) شده به طوری که ضرایب آنها دیگر به لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است. ضمناً بایستی توجه داشت که ذخایر خارجی الزاماً برونزا نبوده و در صورت نیاز باید به طور همزمان با معادلات واردات الگوسازی و برآورد شود.

13. Box - Cox

14. Khan and Ross (1977), Boylan et al (1980)

15. Dutta (1964), Turnousky (1968), Pritchett (1988), Moran (1988)

16. Faini et al (1992)

بردار متغیرها برای تجزیه و تحلیل‌های هم‌انباشتگی، در مرحله اول، شامل واردات حقیقی دلاری (M)، تقاضای نهایی حقیقی ( $Y_D$ )، شاخص قیمت وارداتی (PM)، شاخص قیمت خرده‌فروشی (CPI) می‌گردد. واردات حقیقی دلاری از نسبت واردات دلاری (کالا) به شاخص قیمت کشورهای OECD که برای تغییرات ارزش دلار بر حسب SDR تعدیل شده به دست می‌آید، تقاضای نهایی حقیقی مجموع تولید غیرنفتی حقیقی و واردات حقیقی تعریف می‌شوند. شاخص قیمت وارداتی نیز از حاصل ضرب نرخ ارز بازار موازی (E) در شاخص قیمت صادرات جهانی به دست می‌آید.<sup>۱۷</sup> برای افزایش حجم نمونه و آشکار ساختن پویایی‌های الگو از داده‌های فصلی متغیرها برای دوره (۱۳۷۶:۴-۱۳۵۰:۱) استفاده می‌گردد و از تبدیلات لگاریتمی متغیرهای مذکور در الگو استفاده شده است که با حروف کوچک نمایش داده می‌شوند. بدین ترتیب، بردار متغیرها در این مرحله به صورت  $(m, yd, pm, cpi)$  انتخاب می‌شود که در آن قیمت وارداتی به صورت  $pm = e + p^*$  تعریف شده است.

## ۲. برآورد تقاضای بلندمدت واردات در الگوی استاندارد

اگر چه کلیه متغیرها در الگوی استاندارد ( $m, Y_d, P_m, cpi$ ) ناپایا و دارای یک ریشه واحدند (نتایج آزمون برای رعایت اختصار ذکر نشده است) اما تئوری تقاضای واردات دلالت بر وجود یک رابطه تعادلی با ثبات میان متغیرهای تقاضای مذکور دارد، لذا به رغم ناپایا بودن متغیرهای الگو، تئوری اقتصادی مستلزم پایا بودن ترکیب خطی آنها در تابع تقاضای واردات می‌باشد. تکنیک هم‌انباشتگی، ابزاری برای آزمون فرضیه مذکور به دست می‌دهد. در روش جوهانسن رابطه (یا روابط) تعادلی بلندمدت از یک الگوی خودرگرسیون برداری یا VAR استخراج می‌شوند، به دلیل فصلی بودن داده‌ها از متغیرهای

۱۷. سایر شاخص‌های قیمتی مانند شاخص قیمت وارداتی عمده فروشی یا نرخ ارز موزون، برآزش‌های ضعیفی حاصل می‌کنند.

مجازی فصلی یا  $^{18}SC$  برای کنترل اثرات فصلی استفاده شده است. برآورد الگوی VAR مستلزم تعیین طول وقفه بهینه می‌باشد. برای این منظور، براساس معیارهای اطلاعات آکائیک ( $AIC$ )<sup>۱۹</sup>، معیار بیزین شوارتز ( $SBC$ )<sup>۲۰</sup> و آزمون نسبت درستنمایی و همچنین آزمون نسبت درستنمایی تعدیل شده که معمولاً نتایج بهتری در نمونه‌های کوچک به دست می‌دهد، طول وقفه بهینه براساس دو معیار اول عبارت از ۲، و براساس آزمون نسبت درستنمایی ۵ است. آزمون نسبت درستنمایی تعدیل شده در سطح ۵ درصد طول وقفه را ۲ و در سطح ۱۰ درصد ۴ انتخاب می‌کند.

تخمین روابط تعادلی بلندمدت و همچنین نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی به ازای طول وقفه‌های ۵ و ۴ و ۳ و ۲  $P$  در جدول (۱) ارائه شده است.

برای آزمون‌های هم‌انباشتگی و تعیین تعداد روابط بلندمدت، از آماره‌های آزمون نسبت درستنمایی تریس<sup>۲۱</sup> و ماکزیمم مقدار ویژه<sup>۲۲</sup> استفاده شده است. مقادیر بحرانی نیز برای تعیین نتیجه آزمون یا تعداد بردارهای هم‌انباشتگی ۵ درصد می‌باشد.

- 18. Seasonal Centred Dummy
- 19. Akaike Information Criteria
- 20. Schwarz Bayesian Criteria
- 21. Trace Likelihood Ratio
- 22. Marginal Eigen Value

جدول ۱ - تخمین روابط تعادلی بلندمدت مربوط به تابع تقاضای واردات استاندارد به ازای طول وقفه‌های مختلف

| طول وقفه                        | ۲         | ۳         | ۴        | ۵         |
|---------------------------------|-----------|-----------|----------|-----------|
| تعداد روابط بلندمدت (r)         | ۰         | ۰         | ۰        | ۰         |
| ضریب واردات (نرمال شده)         | -۱        | -۱        | -۱       | -۱        |
| کشش درآمدی yd                   | ۱/۹۱۶۴    | ۱/۲۱۲۵    | ۰/۵۱۸۷۵  | ۲/۰۵۷۴    |
| کشش قیمت وارداتی (pm)           | -۰/۷۷۸۲۷  | ۰/۷۲۱۲۵   | -۰/۷۵۱۲  | -۰/۷۱۸۷   |
| کشش قیمت داخلی (cpi)            | ۰/۵۷۸۶۷   | ۰/۶۱۳۵۳   | ۰/۷۱۳۸۳  | ۰/۵۴۳۹    |
| ضریب تعدیل ecm(-1)              | ۰/۳۴۳۶۷   | -۰/۴۶۸۲   | -۰/۴۰۳۰۷ | -۰/۲۷۱۷۳  |
| آزمون همگنی بلندمدت قیمت‌ها     | ۵/۷۱۲۳*   | ۰/۳۹۵۲۸   | ۰/۰۷۵۵۱۱ | ۱/۹۲۳۳    |
| آزمون خودهمبستگی پیاپی $x^2(n)$ | ۸/۵۵۳۸    | ۵/۴۲۰۱    | ۳/۳۱۲۷   | ۰/۹۷۶۵۱   |
| آزمون نرمالیتی $x^2(n)$         | ۲۷/۰۸۹۹** | ۱۴/۵۸۱۴** | ۲/۶۲۹۸   | ۱۵/۳۶۳۵** |

\* معنی دار در سطح اهمیت ۵ درصد

\*\* معنی دار در سطح اهمیت ۱ درصد

بر اساس جدول (۱)، آزمونهای هم‌انباشتگی مبنی بر وجود روابط تعادلی بلندمدت میان متغیرهای دستگاه برخلاف پیش‌بینی تئوری تقاضای استاندارد واردات در کلیه وقفه‌ها رد می‌شود. این نتیجه می‌تواند ناشی از شکل تبعی غلط، حذف متغیرهای مربوط و یا دیگر خطاهای تصریح باشد. اما در ادبیات معادلات تجاری، تغییر محدودیت‌های کمی وارداتی (و صادراتی) در طول دوره نمونه و رویه‌های تجاری بی‌ثبات، دلیل اصلی رد فرضیه هم‌انباشتگی شناخته شده است بطوریکه الگوی استاندارد بدون کنترل اثر محدودیت‌های مذکور قادر نیست رفتار واردات را توضیح دهد. فینی و همکاران (۱۹۹۲) بر اساس یک الگوی نظری نشان می‌دهند که پارامترهای تابع تقاضای واردات، به اندازه کنترل‌های وارداتی تغییر می‌کنند. به علاوه، در مطالعه تجربی آنها از ۵۰ کشور در حال توسعه، بیشترین بی‌ثباتی توابع تقاضای واردات مربوط به کشورهای صادرکننده نفت (OPEC) بوده است.

ضریب واردات به عنوان قاعده نرمالسازی<sup>۲۳</sup> برابر با ۱- قرار گرفته است. بدین ترتیب، می توان ضرایب  $pm$  و  $cpi$  را به عنوان کشش درآمدی و کشش های قیمت وارداتی و داخلی تفسیر کرد. کشش درآمدی (بلندمدت) هر چند در وقفه های ۵ و  $p = ۲$  به طور قابل توجهی بیشتر از واحد و در وقفه  $p = ۴$  کمتر از واحد برآورد می شود اما به لحاظ آماری تفاوت معنی داری از واحد ندارند. بطور مثال، برای  $P = ۴$  آماره آزمون فرضیه  $\beta_2 = \beta_3$  و  $H_0: \beta_1 = ۱$  یعنی واحد بودن کشش درآمدی و همگنی قیمت های داخلی و وارداتی  $\chi^2(۲) = ۳/۰۴۲(۰/۲۱۸)$  بوده که با توجه به سطح اهمیت نهایی ارایه شده در پرانتز پذیرفته می شود. کشش های قیمتی (بلندمدت) علامت مورد انتظار را دارند. به علاوه، این موارد به طور معنی داری کمتر از واحد برآورد می شوند. برآورد ضریب  $(-۱)$   $ecm$  یا ضریب تعدیل<sup>۲۴</sup> که در سطر ششم جدول مذکور ارایه شده است، سرعت تعدیل واردات را نسبت به عدم تعادل دستگاه یا انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت (واردات) اندازه گیری می کند.

تئوری استاندارد مستلزم پایا بودن جمله تصحیح خطا یا  $ecm$  است. نتایج آزمون های مذکور نیز که در جدول (۱) تحت عنوان تعداد روابط بلندمدت ارایه شده است، دلالت بر رد فرضیه هم انباشتگی یا پایا بودن  $ecm$  دارد. به رغم نتایج پیش گفته، ضرایب  $ecm$  (یعنی  $\square$ ) در معادلات (کوتاه مدت) واردات منفی و معنی دار است، به این مفهوم که واردات نسبت به انحراف آن از رابطه تعادلی بلندمدت تصحیح می شود. به علاوه، تخمین ضرایب تعدیل نسبتاً بزرگ بوده به طوری که در تمامی موارد بیش از یک چهارم عدم تعادل دوره قبل با تغییرات واردات به سمت مقدار تعادلی آن رفع می گردد.

نتایج آزمون همگنی بلندمدت نسبت به قیمت ها ( $\beta_2 = \beta_3$ ) در جدول (۱) سطر هشتم نشان داده شده است. آزمون مذکور از آماره نسبت درستنمایی استفاده نموده که دارای توزیع چی - دو و درجه آزادی واحد یعنی (۱)  $\chi^2$  می باشد.

23. Normalization rule

24. Loading factor

نتیجه آزمون فرضیه همگنی مطابق انتظار در تمامی موارد (به استثنای وقفه  $p = 1$  و تنها در سطح اهمیت ۰.۵٪) پذیرفته شده است.

نتایج حاصله حکایت از برونزایی ضعیف متغیرهای  $pm, yd$  و  $cpi$  برای پارامترهای بلندمدت دستگاه دارد. بعبارت دیگر برای برآورد پارامترهای بلندمدت تقاضای واردات، نیازی به الگوسازی  $pm, yd$  و  $cpi$  نیست. لذا می‌توان پارامترهای توابع بلندمدت و کوتاه‌مدت واردات را مشروط بر متغیرهای الگو نشده برآورد نمود، بدون آنکه لطمه‌ای به خواص سازگاری ضرایب و کارایی استنباطهای آماری وارد شود. نتایج آزمونهای هم‌انباشتگی و تخمین ضرایب بلندمدت تابع تقاضای واردات در جدول (۲) ارایه شده است. نتایج حاصله در اکثر موارد تفاوت محسوسی با حالت قبل (بدون لحاظ کردن فروض برونزایی) ندارد. کشش درآمدی نزدیک به واحد بوده و کشش‌های قیمتی به طور معنی‌داری کمتر از واحد هستند. فرضیه همگنی بلندمدت نسبت به قیمت‌ها نیز پذیرفته می‌شود. مانند قبل، از میان متغیرهای الگو تنها  $yd$  علت گرنجری  $m$  در کوتاه‌مدت محسوب می‌گردد. متغیرهای  $pm$  و  $cpi$  قادر به پیش‌بینی رفتار کوتاه‌مدت  $m$  نیستند. تنها تفاوت محسوس تفسیر در نتایج آزمون هم‌انباشتگی است. در واقع فرضیه هم‌انباشتگی در حالتی که  $pm, yd$  و  $cpi$  الگو شده و برونزای ضعیف برای واردات محسوب می‌گردند، پذیرفته می‌شود. لذا می‌توان یک رابطه تعادلی باثبات میان واردات و عوامل تعیین‌کننده آن در بلندمدت مطابق الگوی استاندارد قائل شد. متأسفانه، نتیجه حاصله برای سایر وقفه‌ها (۵ و ۳ و ۲)  $p = 2$  برقرار نیست (برای اختصار از آنها خودداری می‌گردد). لذا فرضیه هم‌انباشتگی میان متغیرهای الگوی استاندارد تقاضای واردات را به سختی می‌توان پذیرفت. در هر صورت، براساس مباحث مطروحه متغیرهای الگوی استاندارد قادر به تبیین رفتار واردات (کوتاه‌مدت و بلندمدت) به شیوه‌ای رضایتبخش نیستند.

جدول ۲ - تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی واردات با متغیرهای الگو نشده  $cpi, pm, yd$

| آزمون هم‌انباشتگی (ماکزیمم مقدار ویژه و تریس)                 |                     |                                |                      |
|---|---------------------|--------------------------------|----------------------|
| فرضیه صفر   | فرضیه مخالف         | آماره آزمون                    | مقدار بحرانی         |
| $r = 0$   | $r = 1$             | ۱۸/۳۹۳۵                        | ۰/۹۵                 |
|   |                     |                                | ۱۴/۷۶                |
| مقدار بحرانی  |                     |                                |                      |
| بردار هم‌انباشتگی (ضرایب رابطه تعادلی بلندمدت)                |                     |                                |                      |
| m   | yd                  | pm                             | cpi                  |
| -۱  | ۱/۰۸۱۷<br>(۰/۳۴۷۷۲) | -۰/۶۹۲۴۲<br>(۰/۲۶۳۷۶)          | ۰/۵۷۲۷۵<br>(۰/۲۷۲۳۰) |
| بردار ضریب تعدیل ecm  |                     |                                |                      |
| m   | yd                  | pm                             | cpi                  |
| -۰/۵۰۷۱۶<br>(۰/۱۲۵۴)  | ۰                   | ۰                              | ۰                    |
| آزمون همگنی بلندمدت قیمت‌ها<br>$X^2_{(1)} = ۲/۳۲۴(۰/۱۲۷)$     |                     |                                |                      |
| آزمون‌های خوبی برازش در معادلات تصحیح خطا                     |                     |                                |                      |
| $R^2 = ۰/۴۳۰۲۵$ $\chi^2_{sc(4)} = ۳/۴۸۲(۰/۴۸۱)$               |                     |                                |                      |
| $\chi^2_{F(1)} = ۰/۲۸۹(۰/۵۹۱)$ $\chi^2_{N(2)} = ۳/۹۱۳(۰/۱۴۱)$ |                     |                                |                      |
| $\chi^2_{H(1)} = ۹/۱۰۹(۰/۰۰۰۳)$                               |                     |                                |                      |
| آزمون‌های علیت کوتاه‌مدت گرنجر                                |                     |                                |                      |
| فرضیه صفر   |                     | آماره آزمون                    |                      |
| yd → m  |                     | $\chi^2_{(3)} = ۱۹/۱۵۶(۰/۰۰۰)$ |                      |
| pm → m  |                     | $\chi^2_{(3)} = ۱/۷۷۶(۰/۶۲۰)$  |                      |
| cpi → m   |                     | $\chi^2_{(3)} = ۰/۹۳۵(۰/۸۱۷)$  |                      |

\* اعداد داخل پرانتز در پایین ضرایب خطاهای معیار می‌باشند. اعداد داخل پرانتز روبروی مقادیر آماره آزمون، سطوح اهمیت نهایی را نشان می‌دهند.

در مقایسه، نتایج روش‌های غیرسیستمی انگل گرنجر، ARDL پسران و شین (۱۹۹۸) و فیلیپس - هسن، نیز به طور کیفی تقارن با روش سیستمی جوهانسون ندارند که برای رعایت اختصار از درج جدول مذکور خودداری شده است.

### ۳. برآورد تقاضای واردات در شرایط محدودیت ارز خارجی

در مطالعه پریچت (۱۹۸۷)<sup>۲۵</sup>، برای حدود ۴۰ درصد کشورهای در حال توسعه هیچ رابطه باثباتی میان واردات، با درآمد و قیمت‌های نسبی وجود نداشت که بیانگر این است که عوامل دیگری در تعیین تقاضای واردات کشورها موثر بوده‌اند. محدودیت‌های کمی روی واردات یکی از این عوامل تشخیص داده شده‌اند. با این فرض که اندازه محدودیت‌های کمی رابطه منفی با دسترسی یک کشور به ارز دارد، عموماً ذخایر یا دریافت‌های ارزی به عنوان جانشین محدودیت‌های ارزی، به طور مستقیم در معادله تقاضای واردات لحاظ شده است. تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی برای الگوی استاندارد تقاضای واردات در اقتصاد ایران نیز حاکی از آن بوده است که درآمد (تقاضای حقیقی) و قیمت‌های نسبی به تنهایی قادر نیستند نوسانات واردات را در طی دوره نمونه توضیح دهند. آزمون‌های هم‌انباشتگی در اغلب موارد رد شده و ضریب تعیین  $R^2$  برای الگوی تصحیح خطای کوتاه‌مدت به طور غیرقابل قبولی پایین (کمتر از ۵۰ درصد) به دست می‌آید. نتیجه مذکور دور از انتظار نبوده و نشان می‌دهد که سیاستگذاران اقتصادی به هنگام افزایش محدودیت‌های ارزی با تغییرات نرخ ارز یا وضع محدودیت‌های تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای واردات را کنترل نموده‌اند. به منظور لحاظ کردن کنترل‌های وارداتی در الگوی تقاضای واردات، به پیروی از ادبیات موجود، متغیر نسبت ذخایر ارز خارجی (نظام بانکی) به واردات ( $t$ )، به عنوان جایگزینی از اثرات مذکور مورد استفاده قرار می‌گیرد. از آن جا که ذخایر خارجی نظام بانکی در برخی دوره‌ها منفی بوده و لگاریتم آن قابل محاسبه نیست، لذا به منظور پایا کردن این متغیر (ذخایر خارجی) واریانس آن به واردات ( $t$ ) به عنوان جایگزینی از اثرات مذکور مورد استفاده قرار می‌گیرد. نسبت مذکور تعداد دوره‌هایی است که ذخایر نظام بانکی را می‌توان برای

25. Pritchett (1987)

واردات مورد استفاده قرار داد. این متغیر مانند دیگر متغیرها، ناپایا و انباشته از درجه واحد می باشد لذا بردار متغیرهای دستگاه عبارت است از:

$$X'_t = [m, yd, rpm, r]$$

$rpm = pm - cpi$  لگاریتم قیمت نسبی واردات است. در واقع، به دلیل همخطی شدید میان قیمت‌های داخلی و وارداتی، بدون اعمال قید مذکور، دقت برآوردها به طور قابل ملاحظه‌ای کاهش می‌یابد. به علاوه، در الگوی استاندارد هرچند فرضیه همگنی نسبت به قیمت‌ها در موارد معدودی پذیرفته نشد اما در تمامی تصریحات، برآورد ضرایب قیمت‌های داخلی و وارداتی تا اندازه زیادی قرینه یکدیگر (در بلندمدت) به دست آمد. لذا به پیروی از اکثر مطالعات تجربی موجود، قید همگنی در بلند مدت و کوتاه مدت اعمال می‌گردد.

مانند قبل، از معیارهای SBC, AIC و آزمونهای نسبت درستی برای طول وقفه‌های مختلف استفاده شده است که برای رعایت اختصار از درج جدول خودداری می‌شود.

جدول (۳) برآورد روابط تعادلی بلندمدت یا بردارهای هم‌انباشته کننده را به ازای طول وقفه‌های ۵ و ۴ و ۳ و ۲ نشان می‌دهد. همانطور که ملاحظه می‌گردد، آزمون‌های هم‌انباشتگی در کلیه وقفه‌ها (برخلاف الگوی استاندارد) وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت را تایید می‌کند. برای این منظور، از آماره‌های تریس و ماکزیمم مقدار ویژه استفاده شده است. هر دو آماره مذکور، رابطه تعادلی بلندمدت را برای تابع تقاضای واردات آنطور که تئوری تقاضای واردات موران (۱۹۸۸) در شرایط محدودیت‌های ارزی پیش‌بینی کرده، می‌پذیرند. لذا نقش ذخایر ارزی برای تبیین رفتار تقاضای واردات بسیار بااهمیت تلقی می‌شود.

جدول ۳ - تخمین روابط تعادلی بلندمدت مربوط به تابع تقاضای واردات با محدودیت ارزی در طول وقفه‌های مختلف

| طول وقفه                                  | p = ۲     | p = ۳     | p = ۴    | p = ۵     |
|---|-----------|-----------|----------|-----------|
| تعداد روابط بلندمدت                       | ۱         | ۱         | ۱        | ۱         |
| ضریب واردات<br>(normalization rule)       | -۱        | -۱        | -۱       | -۱        |
| کشش درآمدی yd                             | ۱/۳۶۳۱    | ۰/۹۱۴۴۳   | ۰/۹۲۷۸۴  | ۱/۴۹۶۲    |
| کشش قیمت نسبی واردات (rpm)                | -۰/۱۳۹۸۴  | -۰/۱۸۹۳۹  | -۰/۱۳۰۷۹ | -۰/۴۳۸۸۴  |
| ضریب نسبت ذخایر ارزی به واردات<br>(r)     | ۰/۲۷۷۵۱   | ۰/۲۴۸۴۴   | ۰/۲۲۷۴۲  | ۰/۳۶۱۶۰   |
| ضریب تعدیل ecm (-1)                       | -۰/۲۱۰۳   | -۰/۲۹۱۶۷  | -۰/۳۵۱۵۱ | -۰/۲۳۱۸۸  |
| آزمون خودهمبستگی پیاپی<br>$X^2_{sc}(\xi)$ | ۱۲/۳۴۷۹*  | ۵/۷۹۲۰    | ۳/۳۱۲۴   | ۳/۶۰۷۶    |
| آزمون نرمالیتی $X^2_n(2)$                 | ۲۷/۴۰۹۷** | ۲۸/۵۹۸۸** | ۱۴/۰۳۶۲  | ۲۳/۶۳۶۰** |

\* معنی داری در سطح اهمیت ۵ درصد

\*\* معنی داری در سطح اهمیت ۱ درصد.

کشش‌های درآمدی در وقفه‌های مختلف نسبتاً باثبات مانده و مانند الگوی استاندارد تفاوت معنی داری از واحد ندارند. ضمناً کشش‌های درآمدی (برخلاف کشش‌های قیمتی) مانند الگوی استاندارد با دقت زیادی برآورد می‌شوند، در مطالعه فینی و همکاران (۱۹۹۲) متوسط کشش درآمدی بلندمدت واردات برای نمونه‌ای از ۲۸ کشور در حال توسعه ۱/۳۳ برآورد می‌شود. در این میان، کشش‌های درآمدی برای کشورهای در حال توسعه گرایش به سمت بالای واحد داشته‌اند. در مطالعه بهمن اسکویی (۱۹۸۶) برای ۶ کشور در حال توسعه، این کشش حدود ۱/۱۶ برآورد می‌شود. به علاوه، این تخمین‌ها به نتایجی که برای

کشورهای توسعه یافته به دست آمده‌اند، نزدیک است. به طور مثال، گلدستین و خان (۱۹۸۵)<sup>۲۶</sup> نتایج تعدادی از مطالعات در خصوص برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی واردات را برای ۱۴ کشور توسعه یافته، ارائه می‌کنند. متوسط برآورد کشش‌های درآمدی در مطالعات مختلف حداکثر در دامنه (۱/۶۳ - ۱/۲۲) قرار می‌گیرند. لذا کشش درآمدی واردات در اقتصاد ایران هر چند به طور معنی‌داری بزرگتر از واحد نیست اما تفاوت زیادی با نتایج حاصله برای سایر کشورها (به ویژه در حال توسعه) ندارد.

ضرایب کشش‌های قیمتی نیز هرچند علامت مورد انتظار را دارند اما در هیچ یک از وقفه‌ها معنی‌دار نیستند. اهمیت قیمت‌های نسبی روی واردات حداقل در بلندمدت مطابق الگوی موران با تردید زیادی همراه است. در مطالعه پریچت (۱۹۸۷) نیز متوسط کشش قیمتی برای ۲۸ کشور نمونه در حال توسعه حدود ۰/۵۷- برآورد گردید. برای نیمی از این کشورها توافق کمتری در خصوص میزان کشش‌های قیمتی نسبت به کشش‌های درآمدی مشاهده شده است. با این حال، این اتفاق نظر عمومی وجود دارد که در کشورهای در حال توسعه، برآورد کشش‌های قیمتی عموماً کمتر از واحد بوده است، هر چند که این برآوردها در مطالعات مختلف تفاوت قابل توجهی با یکدیگر دارند.

معمولاً در برخی مطالعات تجربی، لحاظ کردن شاخص‌های محدودیت ارزی در معادله تقاضای واردات منجر به کاهش دقت تخمین پارامترها شده به طوری که کشش قیمتی (و درآمدی) تفاوت معنی‌داری از صفر نداشته است. اما به طور کلی، برآورد پایین کشش‌های قیمتی حتی در الگوی استاندارد را می‌توان به وجود کنترل‌های کمی برای واردات نسبت داد. در واقع، فینی و همکاران (۱۹۹۲) با توسعه یک الگوی نظری نشان دادند که با فرض جانشینی خالص میان کالاهای داخلی و وارداتی، کشش قیمتی واردات در شرایط محدودیت‌های کمی پایین‌تر است. لذا به آنها کشش‌های مقید<sup>۲۷</sup> می‌گویند زیرا

26. Goldstein and Khan (1985)

27. Constrained elasticities

واکنش کل واردات که بخشی از آن کنترل شده را نسبت به تغییرات قیمت نسبی اندازه گیری می کنند. در غیاب کنترل ها، کشش های قیمتی واردات بزرگتر می باشند، به علاوه، آنها در مطالعه تجربی خود نیز به این نتیجه رسیدند که درجه باز بودن اقتصادی (باسهم تجارت خارجی) ارتباط مستقیم با کشش قیمتی تقاضای واردات دارد.

با توجه به آن که در طول دوره نمونه، کنترل های وسیعی روی واردات (ناشی از محدودیت های ارزی یا اتخاذ برخی سیاست های صنعتی) وجود داشته است لذا نمی توان کشش های قیمتی برآورد شده را برای ارزیابی سیاست کاهش ارزش پول به همراه آزادسازی تجاری بکار برد. هنگام محدودیت های ارزی با اعمال رژیم های تجاری، جریان واردات کمتر از حد برآورد می شود. لذا هنگامی که سیاست کاهش ارزش پول در چارچوب یک برنامه تعدیل ساختاری همزمان با آزاد سازی واردات دنبال می شود، اثر آنها روی تقاضای واردات بیش از حدی است که نتایج تجربی مذکور پیش بینی می کند، به عبارت دیگر، آزادسازی، کشش های قیمتی واردات را افزایش می دهد. به هنگام استفاده از روش کالمن - فیلتر برای تخمین کشش قیمتی نشان داده می شود که کشش مذکور در دوره های آزادسازی (که مقارن با رونق درآمدهای نفتی بوده است) افزایش می یابد. ضریب نسبت ذخایر ارزی ( $r$ ) در کلیه موارد علامت مورد انتظار (مثبت) را داشته و از اهمیت آماری بالایی نیز برخوردار است. مقدار این ضریب نیز نسبتاً بالا (بین  $0/۳۶ - 0/۲۲$ ) برآورد می شود. لذا اگر پوشش ذخایر نظام بانکی برای واردات به میزان یک دوره بیشتر شود، انتظار می رود که واردات به میزان  $۲۲$  تا  $۳۶$  درصد در بلندمدت افزایش یابد. ضریب جمله تصحیح خطا مطابق انتظار، منفی و از اهمیت بالایی نیز برخوردار است. برآورد این ضریب بالا بوده و در دامنه  $-0/۲۱$  تا  $-0/۳۵$  قرار می گیرد اما کمتر از ضریب تعدیل در الگوی استاندارد است. در واقع ضریب  $ecm$  نه تنها در معادله  $m$  بلکه در معادله تصحیح خطای  $r$  نیز معنی دار است. بدین مفهوم که بار ایجاد تعادل تنها بر عهده واردات نیست بلکه

به هنگام انحراف واردات از مقدار تعادل بلند مدت آن، نسبت به ذخایر خارجی (بعنوان یک متغیر سیاست) نیز به سرعت در جهت تصحیح عدم تعادل واکنش نشان می‌دهد.

#### ۴. تخمین الگوی کوتاه‌مدت واردات

براساس رابطه بلندمدت برآورد شده برای واردات در جدول (۴)، کشش‌های کوتاه‌مدت واردات، با تخمین معادلات تصحیح خطای ساختاری، مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ۴ - تجزیه و تحلیل‌های هم‌انباشتگی تقاضای واردات با فرض برونزایی ضعیف

rpm و yd

| آزمون‌های هم‌انباشتگی میان متغیرهای m و yd و rpm و r |                  |           |            |            |                         |                  |         |         |            |
|--|------------------|-----------|------------|------------|-------------------------|------------------|---------|---------|------------|
| آزمون تریس   |                  |           |            |            | آزمون حداکثر مقدار ویژه |                  |         |         |            |
| مقدار  | مقدار            | آماره     | فرضیه      | فرضیه      | مقدار                   | مقدار            | آماره   | فرضیه   | فرضیه      |
| مقدار بحرانی ۹۰٪                                     | مقدار بحرانی ۹۵٪ | آزمون     | مقابل      | صفر        | مقدار بحرانی ۹۰٪        | مقدار بحرانی ۹۵٪ | آزمون   | مقابل   | صفر        |
| ۲۵/۶۳  | ۲۸/۴۲            | ۳۵/۱۱     | $r \geq 1$ | $r = 0$    | ۱۸/۷۸                   | ۲۱/۰۷            | ۲۷/۹۸۲۸ | $r = 1$ | $r = 0$    |
| ۱۲/۲۷  | ۱۴/۲۵            | ۷/۱۳      | $r = 2$    | $r \leq 1$ | ۱۲/۲۷                   | ۱۴/۳۵            | ۷/۱۳۰۵  | $r = 2$ | $r \leq 1$ |
| بردار هم‌انباشتگی (ضرایب رابطه تعادلی بلندمدت)       |                  |           |            |            |                         |                  |         |         |            |
| m  |                  | yd        |            | rpm        |                         | r                |         |         |            |
| -۱   |                  | ۰/۸۳۹۰۷   |            | -۰/۲۵۳۵۸   |                         | ۰/۱۴۵۹۸          |         |         |            |
|  |                  | (۰/۲۴۷۱۸) |            | (۰/۳۳۳۳۰)  |                         | (۰/۰۵۴۶۸۷)       |         |         |            |
| بردار ضرایب تعدیل ecm                                |                  |           |            |            |                         |                  |         |         |            |
| m  |                  | yd        |            | rpm        |                         | r                |         |         |            |
| ۰/۴۳۳۶۲  |                  | ۰         |            | ۰          |                         | ۱/۲۱۱۳           |         |         |            |
| (۰/۰۸۲۴۸۳)   |                  | -         |            | -          |                         | (۰/۳۶۸۲۶)        |         |         |            |

## ادامه جدول ۴

| آزمون‌های خوبی برازش در معادلات تصحیح خطای واردات |   |
|---|---|
| $R^2=0/4933$                                      | $\chi^2_{sc}(\varepsilon)=3/2074 (0/524)$ |
| $\chi^2_f(1)=0/13416(0/714)$                      | $\chi^2_N(2)=7/555(0/23)$                 |
| $\chi^2_H(1)=2/7543 (0/97)$                       |   |
| نتایج آزمون‌های علیت کوتاه مدت گرنجر              |   |
| فرضیه صفر   | آماره آزمون                               |
| yd $\rightarrow$ m                                | $\chi^2(3) = 26/5496(0/00)$               |
| rpm $\rightarrow$ m                               | $\chi^2(3) = 1/5225(0/677)$               |
| r $\rightarrow$ m                                 | $\chi^2(3) = 5/3238(0/15)$                |

\* اعداد داخل پرانتز در پایین ضرایب خطاهای معیار و اعداد داخل پرانتز روبروی

آماره‌های چی - دو، سطوح اهمیت نهایی هستند.

## جدول ۵ - ECM برای تابع تقاضای واردات

$$\Delta m = 0/4665 - 0/43124\Delta m(-1) + 0/1603\Delta m(-3) + 1/987\Delta yd$$

$$(0/4804) \quad (-3/9294) \quad (11/5238) \quad (1/3820)$$

$$+ 3/2233\Delta yd(-2) + 2/3286\Delta yd(-3) - 0/61879\Delta r(-1) - 0/4206\Delta ecm(-1)$$

$$(1/9387) \quad (1/4044) \quad (-3/1676) \quad (-5/9972)$$

$$R^2=0/49091 \quad \chi^2_{sc}(\varepsilon)=1/9747(0/7470) \quad \chi^2_f(1)=(0/0377(0/951)$$

$$\chi^2_N(1)=5/5573(0/62) \quad \chi^2_H(1)=4/8455(0/28)$$

$$\Delta m = \text{جمله ثابت} + 5/7322\Delta yd - 0/4705\Delta r(-1) - 0/3298\Delta ecm(-1)$$

\* اعداد داخل پرانتز در زیر ضرایب نسبت‌های  $t$  و اعداد داخل پرانتز روبروی آماره‌های چی - دو، سطوح اهمیت نهایی می‌باشند.

همانطور که ملاحظه می‌گردد، به رغم آن که الگوی کوتاه مدت ECM از کلیه آزمون‌های خوبی برازش عبور می‌کند، ولی الگوی مذکور تنها قادر است ۵۰ درصد نوسانات واردات

را توضیح دهد. لذا واردات از درجه برونزایی نسبتاً بالایی نیز برخوردار است. آزمون‌های ثبات ضرایب ساختاری مبتنی بر مجموع تجمعی باقیمانده‌های عطفی یا آزمون  $CUSUM^{28}$  و مجموع تجمعی مربعات باقیمانده‌های عطفی یا  $CUSUMSQ$  مورد استفاده قرار گرفتند که حکایت از باثبات بودن ضرایب، به رغم تحولات ساختاری دوره نمونه، دارد (نتایج ارایه نشده‌اند). همچنین برای بررسی بیشتر ثبات ضرایب، برخی متغیرهای مجازی شامل جنگ و انقلاب نیز به الگو اضافه شده و حساسیت نتایج نسبت به تصریح جدید، مورد توجه قرار گرفته و اهمیت آماری متغیرهای مذکور آزمون گردیده است. آماره آزمون مربوط به اهمیت ضرایب متغیرهای مجازی مذکور  $F(2, 93) = 1/1019(0/321)$  بوده که با توجه به سطح اهمیت نهایی ارایه شده در داخل پرانتز، معنی دار نمی‌باشد. به علاوه، متغیرهای مجازی مذکور، قدرت توضیح‌دهندگی الگو یا برازش آن را بهبود نمی‌دهند.

تقاضای نهایی و (تا حد کمتری) نسبت ذخایر ارزی نظام بانکی نقش با اهمیتی در تابع تقاضای واردات کوتاه‌مدت دارند. قیمت‌های نسبی همچنان معنی دار نبوده و از الگو حذف شده‌اند. لذا شواهد قاطعی برای اثرات قیمت‌های نسبی حداقل در کوتاه‌مدت وجود ندارد. این نتیجه همانطور که ساختارگرایان مانند واینبرگن (۱۹۸۶)<sup>۲۹</sup> و اسلام (۱۹۸۴)<sup>۳۰</sup> برای کشورهای در حال توسعه اشاره داشته‌اند، نشان می‌دهد که درجه جایگزینی تولیدات داخلی برای واردات کشور در دوره نمونه بسیار محدود بوده است، به طوری که واردات (به ویژه واسطه‌ای و سرمایه‌ای) عموماً مکمل عوامل تولید داخلی محسوب می‌شوند. هر چند کشش بلندمدت واردات نسبت به تقاضای داخلی تفاوت معنی داری از واحد نداشته است، اما اثر همزمان تقاضای نهایی و همچنین در وقفه‌های دوم و سوم آن به مراتب بالاتر از واحد برآورد می‌شوند. در واقع کشش کوتاه مدت واردات برابر با

28. Cumulative plot of recursive residual

29. Wijnbergen (1988)

30. Islam (1984)

$$\frac{\sum \alpha^i}{1 - \sum \alpha_{ii}} = \frac{1/9872 + 3/2233 + 2/3286}{1 + 0/431240/11603} = 5/732:$$

به دست می‌آید. لذا کشش کوتاه‌مدت واردات نسبت به  $y_d$  به مراتب بزرگتر از کشش بلندمدت آن است که نشان می‌دهد واردات در کوتاه‌مدت با نسبت به مراتب بیشتری از  $y_d$  افزایش می‌یابد. کشش درآمدی پایین واردات در بلندمدت نشان‌دهنده توانایی اقتصاد کشور در تعدیل ساختار صنعتی در بلندمدت می‌باشد. واقعیت مذکور در سالهای گذشته به خوبی مشاهده شده است. به عبارت دیگر، اقتصاد ایران در مواجهه با تکانهای خارجی توانسته است در بلندمدت وابستگی خود را به نهادهای وارداتی، نسبت به کوتاه مدت، کاهش دهد.

اثر نسبت ذخایر نظام بانکی به واردات در کوتاه‌مدت منفی و در عین حال بسیار کوچک می‌باشد. با توجه به مالکیت دولت بر سهم زیادی از دریافتی ارزی این نتیجه حکایت از آن دارد که سیاستگذاران برای حفظ سطح مطلوب ذخایر ارزی (نظام بانکی)، واردات را در کوتاه‌مدت کنترل نموده‌اند. چنانچه نسبت پوشش ذخایر ارزی برای واردات یک دوره افزایش یابد، واردات در کوتاه مدت نزدیک به ۵ درصد کاهش می‌یابد. اما در بلندمدت افزایش ذخایر ارزی تاثیرات مثبت با اهمیتی روی واردات داشته است. ضریب تعدیل  $ecm$  نیز در معادله (تبدیل نیافته) تقاضای واردات حدود  $0/42-$  برآورد می‌شود که بسیار نزدیک این ضریب در دستگاه VAR هم‌انباشته کننده با طول وقفه  $p = 4$  می‌باشد. لذا تخمین ضریب مذکور از ثبات بالایی برخوردار است. به دلیل رضایتبخش بودن آماره‌های آزمون خوبی برازش و ثبات ضرایب از الگوی کوتاه‌مدت مذکور می‌توان برای مقاصد پیش‌بینی‌های شرطی سود جست.

### ۵. برآورد ضرایب بلندمدت تابع تقاضای واردات به روش کالمن - فیلتر

به منظور بررسی ثبات کشش‌های قیمتی و درآمدی برآورد شده، از روش کالمن - فیلتر استفاده می‌کنیم. در این روش فرض می‌شود که ضرایب درآمد، قیمت‌های نسبی و ذخایر ارزی در تابع تقاضای واردات به صورت گام تصادفی در طول دوره نمونه تغییر می‌کند. تابع تقاضای واردات به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$m_t = \alpha_t + \beta_t y_t + \gamma_t rpm + \theta_t r_t + u_t$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + (\text{تغییرات به هنگام شده با استفاده از اطلاعات قبل از زمان } t)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + (\text{تغییرات به هنگام شده با استفاده از اطلاعات قبل از زمان } t)$$

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + (\text{تغییرات به هنگام شده با استفاده از اطلاعات قبل از زمان } t)$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + (\text{تغییرات به هنگام شده با استفاده از اطلاعات قبل از زمان } t)$$

$$u_t \sim N(0, \sigma^2)$$

ابتدا با نمونه‌ای به حجم اولیه  $N$  مشاهده، ضرایب برآورد می‌شوند. سپس با اضافه کردن یک مشاهده (به طور پیاپی)، نمونه گسترش یافته و تخمین ضرایب برای  $N + 1$  امین دوره مبتنی بر یک قاعده بهنگام‌کننده که مشاهدات را تا زمان  $N + 1$  در برمی‌گیرد به دست می‌آید. کشش برآورد شده برای دوره  $N + 1$  شرایط اولیه برای تخمین کشش‌های دوره  $N + 2$  محسوب می‌شوند. روش کالمن - فیلتر با اضافه کردن مشاهده بعدی و بکار بردن قاعده بهنگام‌کننده، ضرایب جدید را برای دوره  $N + 2$  برآورد می‌نماید، این فرایند تا استفاده کامل از تمامی مشاهدات ادامه می‌یابد. بدین ترتیب، تابع تقاضای واردات برای دوره (۴: ۱۳۷۶ - ۱۳۵۰:۱) مورد برآورد قرار می‌گیرد. به دلیل پیچیدگی‌هایی که استفاده از روش کالمن - فیلتر برای دستگاه‌های هم‌انباشته‌کننده یا معادلات تصحیح خطا به همراه دارد، روش مذکور تنها برای تخمین ضرایب معادله استاتیک (بلندمدت) تقاضای واردات مورد استفاده قرار می‌گیرد. نمودارهای (۲) و (۳) مسیر کشش‌های درآمدی و قیمتی واردات و همچنین ضریب متغیر  $\Gamma$  را در هر دوره که با روش کالمن - فیلتر برآورد شده

نشان می‌دهد. همانطور که در نمودار (۱) ملاحظه می‌گردد، کشش درآمدی در دامنه (۱/۹ - ۱/۰) در نوسان می‌باشد. تحولات ساختاری در اقتصاد، سیاست‌های اقتصادی دولت و شرایط برونزا مانند جنگ و انقلاب ضریب مذکور را تا حدی تحت تأثیر قرار داده است. به نظر می‌رسد که در دوره‌های افزایش درآمد ارزی که معمولاً همراه با سیاست‌های آزادسازی واردات همراه بوده است، کشش درآمدی افزایش یافته است. با این حال، ضریب مذکور هنوز از ثبات بالایی نسبت به کشش قیمتی برخوردار است.

طبق نمودار (۲) کشش قیمتی دچار بی‌ثباتی بالایی می‌باشد. تغییرات این ضریب در دامنه (۲/۴۲ - ۰/۰۴-) قرار می‌گیرد. تحولات ساختاری، تغییر سیاست‌های بازرگانی خارجی و درجه باز بودن اقتصادی یا آزادسازی تجاری احتمالاً عوامل تعیین‌کننده نوسانات ضریب rpm بوده‌اند. مقدار این ضریب از سال ۱۳۵۲ به دنبال افزایش درآمد نفت و سیاست‌های آزادسازی وارداتی به مقدار قابل ملاحظه افزایش می‌یابد. بالا بودن ضریب کشش قیمتی در دوره مذکور با نتایج الگوی نظری فینی و همکاران (۱۹۹۶) که دلالت بر افزایش کشش قیمتی واردات به هنگام کاهش محدودیت‌های تجارت خارجی دارد سازگار است. پس از انقلاب، با کاهش درآمدهای ارزی و کنترل وارداتی، کشش قیمتی واردات تا سال ۱۳۷۱ به طور قابل ملاحظه‌ای کاهش می‌یابد. از سال ۱۳۷۲، به دنبال تحولات ساختاری و توسعه صنایع زیربنایی، قدرت جایگزینی تولیدات داخلی برای کالاهای وارداتی افزایش یافته و ضریب کشش قیمتی واردات نیز به ۲/۳۰- در سال ۱۳۷۲ می‌رسد. اما مجدداً از سال ۱۳۷۳، به دنبال بحران بدهی خارجی و افزایش کنترل‌های وارداتی، کشش قیمتی شروع به کاهش کرده و به ۱/۱۸- می‌رسد که البته هنوز بالاتر از کشش قیمتی در دهه ۱۳۶۰ می‌باشد. ضریب نسبت ذخایر خارجی یا  $F$  (نمودار ۳) نیز در کل دوره نمونه به استثنای سال ۱۳۷۵:۴ علامت مورد انتظار (مثبت) را داشته و به طور متوسط، ۰/۱۲ برآورد می‌شود که اندکی کمتر از برآورد این ضریب در روش هم‌انباشتگی

جوهانسن (۰/۱۴) است. نمودار این ضریب یک روند صعودی همراه با نوساناتی طی دوره نمونه را نشان می‌دهد، لذا به نظر می‌رسد که کنترل‌های کمی روی واردات در طول زمان (به ویژه پس از انقلاب) روند افزایش و تاحدودی بی‌ثبات داشته است.

نمودار ۱ - مسیر کشش درآمدی

نمودار ۲ - مسیر کشش قیمتی

نمودار ۳ - مسیر ضریب نسبت ذخایر خارجی

### جمع بندی و ملاحظات

در این مقاله، اهمیت عوامل تعیین کننده تقاضای واردات در کوتاه مدت و بلندمدت مبتنی بر روش‌های هم‌انباشتگی و الگوسازی تصحیح خطا مورد مطالعه قرار گرفته است. نتایج حاصله حاکی از آن است که قیمت‌های نسبی و تقاضای حقیقی مبتنی بر تئوری استاندارد تقاضای واردات، به تنهایی قادر نیستند نوسانات این متغیر را در طول دوره نمونه به نحو رضایتبخشی تبیین نمایند. در واقع، بدون کنترل اثر محدودیت تجاری در الگو، فرضیه وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای الگوی استاندارد در اکثر موارد (براساس فروض مختلف) رد می‌شود. لذا محدودیت‌های کمی و رویه‌های تجاری در طول دوره نمونه ثابت نبوده است. در مقابل، الگوی تقاضای واردات در شرایط محدودیت‌های ارزی رفتار بلندمدت و کوتاه مدت واردات را در اقتصاد ایران براساس آزمون‌های هم‌انباشتگی و آماره‌های تشخیص به نحو مطلوبی توضیح می‌دهد. در الگوی مذکور که محدودیت‌های کمی روی تجارت خارجی با متغیر نسبت ذخایر خارجی نظام بانکی به واردات کنترل شده رابطه تعادلی بلندمدت میان واردات و عوامل تعیین کننده بلندمدت آن (قیمت نسبی، تقاضای نهایی و نسبت پوشش ذخایر ارزی برای واردات) مبتنی بر آزمون‌های هم‌انباشتگی با قاطعیت پذیرفته می‌شود. به علاوه، معیارهای برازش در الگوی تصحیح خطای ساختاری واردات به هنگام لحاظ کردن متغیر ذخایر نظام بانکی به نحو قابل توجهی بهبود می‌یابد. کشش درآمدی تقاضای بلندمدت واردات، در کلیه تصریحات و همچنین رویکردهای مختلف هم‌انباشتگی (انگل و گرنجر، ARDL پسران و شین و فیلپس - هینسن) با دقت بالایی نزدیک به واحد برآورد می‌شود. تخمین‌های کشش درآمدی براساس روش کالمن - فیلتر هرچند نسبتاً باثبات بوده اما رفتار ادواری ملایمی همسو با آزادسازی‌های تجارت خارجی داشته است. نتیجه مذکور با پیش‌بینی الگوی نظری فینی و همکاران (۱۹۹۶) مبتنی بر افزایش کشش‌های قیمتی و درآمدی واردات به هنگام کاهش

محدودیت کمی روی تجارت خارجی سازگار است. کاهش کوتاه مدت واردات نزدیک به ۵/۷ برآورد شده که به مراتب بزرگتر از برآورد کاهش بلندمدت واردات می‌باشد. یافته مذکور نشان می‌دهد که به هنگام کاهش درآمدهای ارزی، اقتصاد ایران قادر به تعدیلات ساختاری مورد نیاز برای کاهش وابستگی به واردات در بلندمدت بوده است. برآورد کاهش قیمتی واردات در کلیه موارد، کمتر از واحد (حداکثر ۰/۶) برآورد شده و اهمیت آماری آن نیز بسیار پایین می‌باشد. البته مطابق الگوی نظری فینی و همکاران (۱۹۹۲)، کاهش قیمتی (و درآمدی) در شرایط محدودیت‌های کمی روی تجارت خارجی کمتر از حد برآورد شده و نمی‌توان از آن برای ارزیابی اثر سیاست کاهش ارزش پول روی واردات در شرایطی که سیاست مذکور مقارن با آزادسازی‌های تجاری نیز می‌گردد، استفاده کرد. تخمین‌های حاصل از این ضریب در روش کالمن - فیلتر بسیاری ثبات بوده و نتیجه مذکور را تایید می‌کند. در واقع، از سال ۱۳۵۲، به دنبال افزایش درآمد نفت و گسترش آزادسازی‌های تجاری، کاهش قیمتی واردات به سرعت افزایش می‌یابد، پس از انقلاب، با کنترل‌های وارداتی بیشتر کاهش قیمتی تا سال ۱۳۷۱ کاهش نشان می‌دهد. این کاهش در ابتدای سال ۱۳۷۲ به یکباره افزایش یافته و مجدداً شروع به کاهش کرده و به ۱/۱۸ می‌رسد. بنابراین، تغییرات کاهش قیمتی واردات به شدت همسو با آزادسازی‌های تجارت خارجی بوده است که با پیش‌بینی الگوی نظری فینی و همکاران مبتنی بر افزایش کاهش قیمتی به هنگام کاهش محدودیت‌های تجاری سازگار است. بدین ترتیب، انتظار می‌رود که همراهی سیاست کاهش ارزش پول با آزادسازی تجاری اثرات با اهمیتی بر تقاضای واردات داشته باشد.

نسبت ذخایر نظام بانکی به واردات از اهمیت آماری بالایی در روابط بلندمدت برخوردار است. در بلندمدت این ارتباط مثبت بوده به طوری که با بالا رفتن پوشش ذخایر نظام بانکی برای واردات به میزان یک دوره (۳ ماه) در بلندمدت ۱۴ درصد افزایش

می‌یابد، در واقع به دلیل عدم دسترسی آسان به بازار سرمایه و کنترل شدید دولت بر بازرگانی خارجی، سیاستگذاران اقتصادی، واردات را نیز در تعامل با سطح مطلوب ذخایر نظام بانکی تعیین نموده‌اند.

تکانه‌های درآمدی و پس از آن نسبت ذخایر نظام بانکی بیشترین سهم در نوسانات واردات در افق‌های زمانی مختلف داشته‌اند. کمترین سهم نیز در واریانس خطای پیش‌بینی واردات مربوط به قیمت‌های نسبی می‌باشد. این سهم در کوتاه مدت (سال اول) حدود ۹ درصد بوده و در میان مدت و بلندمدت اندکی افزایش یافته و به (حداکثر) ۱۶ درصد می‌رسد. نتایج مذکور، با اهمیت پایین قیمت‌های نسبی در معادلات بلندمدت و کوتاه‌مدت واردات، سازگار می‌باشد. اما همانطور که اشاره شد در شرایط محدودیت‌های ارزی، تاکید بیشتر بر روی پایین بودن سهم قیمت‌های نسبی در واریانس واردات، گمراه‌کننده است.

## منابع

1. Abeyasinghe, T and Yeok, T.L (1998), **Exchange Rate Appreciation and Export Competitiveness, The Case of Singapore**, Applied Economics, Vol. 30, PP:51-55
2. Andy C.C. KWAN, John A.Cotsomitis and Benjamin K.C.Kwok (1999), **Exports, Economic Growth and Structural Invariance: Evidence from Some Asian NICS**, Applied Economics, Vol. 31, PP: 493-498.
3. C.M.Watson et al (1998), Kingdom of the Netherlands, Ntherlands-Selected Issues, International Monetary Fund, SM/98/104.
4. Goldstein, Morris and Mohsins, Khan (1985), **Income and Price Effects in Foreign Trade**, in Handbook of International Economics Vol. II, P. B. Kenen and R.W. Jones (eds), New York: Elsevier, PP: 1041-1105.
5. Hammid Zangeneh (1994), **Direction and Evolution of International Trade in IRAN; An Emprical Appaisal**, Middle East Economics, Volume 2,PP: 165-191.
6. Hemphill W.L (1974), **The Effect of Foreign Exchange Receipts on Import of Less Developed Countries**, IMF Staff Paper, Vol. II, No. 3, PP: 637-673.
7. Hendry, D.F (1995), **Dynamic Econometrics**, Oxford: Oxford University Press.
8. H.S.Houthakker and S.P. Maggee (1969), **Income and Price Elasticities in World Trade**, The Review of Economics and Statistics, Volume II, Number 2, PP: 111-127.
9. Jean-Pierre Urbain (1992), **Error Correction Models for Aggregate Imports: The Case of Two Small and Open Economies**, International Trade Modelling, Edited by M.G.Dagenais and P.A.Muet. PP: 237-278.
10. Johansen, S. (1995), **Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models**, Oxford Bulletin of Economics, Vol. 52, PP:169-210.

11. John F. Wilson and Wendy E. Takacs (1979), **Differential Responses to Price and Exchange Rate Influences in the Foreign Trade of Selected Industrial Countries**, Review of Economics and Statistics, Vol. 61, PP:267-279.
12. Leamer, Edward E. and Robert M. Stern (1970), **Quantitative International Economics**, Boston: Allyn and Bacon.
13. Lorenzo Giorgianni and Gian Maria Milesi-Ferreh (1997), **Determinants of Korean Trade Flows and Their Geographical Destination**, IMF Working Paper, WP/97/54.
14. Mohsin S.Khan and Malcoin D.Knight (1988), **Import Compression and Export Performance in Developing Countries**, Review of Economic and Statistics, Vol. 70. PP:315-321.
15. Moran. G (1989), **Imports under a Foreign Exchange Constraint**, The World Bank Economic Review, Vol. 3, No. 2, PP: 279-295.
16. Muhammed N. Islam (1998), **Export Expansion and Economic Growth: Testing for Cointegration and Causality**, Applied Economics, Vol. 30, PP: 415-425.
17. Pesaran, M.H. (1997), **The Role of Economic Theory in Modeling the Long-run**, Economic Journal, 107, PP:178-191.
18. Pesaran, M.H. and Y. Shin (1998), **Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models**, Economics Letter, 58, PP:17-29.
19. Pesaran, M.H and Y.Shin (1994), **Long-Run Structural Modeling**, University of Cambridge, Department of Applied Economics, Working paper: 9419 September 1994, PP:36.
20. Pesaran, M. H, Y. Shine and R. T, Smith (1996), **Testing for the Existence of a Long-run relationship**, Mimeo, University of Cambridge.
21. Pesaran, M.H (1984), **Macroeconomic Policy in An Oil-Exporting Economy with Foreign Controls**, Economica, Vol. 51, PP: 253-70.

22. Philips, P.C.B. and E.Hansen (1990), **Statistical Inference in Instrumental Variable Regression with I (1) Processes**, Review of Economic Studies, 57, PP:99-125.
23. Rajen Mookerjee (1997), **Export Volume, Exchange Rates and Global Economic Growth: the Indian Experience**, Applied Economics Letters, Vol. 4, PP: 425-429.
24. Reinhart, C.M. (1995), **Devaluation, Relative Prices and International Trade, Evidence from Developing Countries**, IMF Staff Paper, Vol. 42, No. 2, PP: 290-312.
25. R.Faini, L.Pritchett and F.Clavijo (1992), **Import Demand in Developing Countries**, International Trade Modelling, Edited by M.G.Dagenais and P-A. Muet, PP: 279-297.
26. Uravashi Dhawan and Bagala Biswal (1999), **Re-examining Export-led Growth Hypothesis: a Multivariate Cointegration Analysis for India**, Applied economics, Vol. 31, PP: 525-530.