بررسی کشش‌های قیمتی انعطاف پذیر واردات

با استفاده از تابع تولید *VES* و روش *SUR* در ایران

دکتر حسن فرازمند*

تاریخ وصول: ۸۵/۹/۳ تاریخ پذیرش: ۸۶/۱/۳۱

چکیده:

در این مقاله کشش های قیمتی نهاده های وارداتی سرمایه‌ای و واسطه‌ای را با استفاده از تابع تولید انعطاف پذیر ترانسندنتال[1] بررسی و برای دوره‌ی 82-1345 به روش سیستمی SUR[2] برآورد شده است. این مدل از طریق روش بهینه یابی تولید ناخالص ملی، اثر باز شدن اقتصاد بر انحراف منابع و تغییرات تولید را بر اساس شرایط پایان دوره توضیح می‌دهد. به علاوه، در مقایسه با روش‌های حداقل سازی هزینه‌ها و حداکثر سازی مطلوبیت مناسب‌تر است. بررسی اثر نهاده‌ها به تفکیک واردات واسطه‌ای و سرمایه‌ای نشان داد که کشش‌های قیمتی نهاده‌های وارداتی سرمایه‌ای و واسطه‌ای طی این دوره متغیرند؛ متوسط (قدر مطلق) کشش قیمتی نهاده‌های واسطه‌ای بیشتر از متوسط کشش قیمتی-کالاهای سرمایه‌ای است؛ بی ثباتی کشش قیمتی نهاده‌های سرمایه‌ای از نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی بیشتراست؛ و متوسط کشش قیمتی نهاده‌های وارداتی واسطه‌ای و سرمایه‌ای در دهه‌ی شصت، بیشتر از دهه‌ی هفتاد شمسی و این دهه بیشتر از اوایل دهه‌ی هشتاد است.

طبقه بندی JEL: *F1 , F10 , F13*

واژه‌های کلیدی: کشش‌های انعطاف پذیر واردات، تابع تولید *VES*، معادلات ظاهراً نامرتبط

---

* استادیار اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز (hfarazmand@yahoo.com)

[1] Transcendental

[2] Seemingly Unrealated Regratio

1- مقدمه

دولت‌ها در روند جهانی شدن به هماهنگ سازی سیاست تجاری تمایل زیادی دارند. تصور این است که این هماهنگی‌ها منافعی را برای ملت ایجاد می‌کند. اصولاً هر گونه پیمان و یا توافقی میان کشورها نظیر اکو، در راستای حرکت به سمت یکپارچگی اقتصادی و تجاری و نهایتاً هماهنگی بیشتر در استفاده از سیاست‌های پولی و مالی در بخش تجارت خارجی است (فرازمند و زراءنژاد،[3] 2006). برای بررسی این ساز و کار و تحلیل اثر این توافق‌ها بر اقتصاد ملی یک کشور این پرسش مهم مطرح است که بازشدن اقتصاد ملی موجب افزایش رفاه خواهد شد یا نه. به نظر می‌رسد روش انتخابی و شاخص کمی مورد استفاده نقش موثری در پاسخ به مساله و توضیح آن دارد. به طور کلی، استفاده از توابع تولید متفاوت و نیز روش‌های مختلف حداقل‌سازی مخارج مصرفی واردات یا حداکثر سازی مطلوبیت نتایج متفاوتی دارد. بررسی روندی واردات مولد در ایران نشان می‌دهد که طی دوره‌ی 82- 1345، سهم واردات مولد (اولیه، واسطه‌ای و سرمایه‌ای) به طور متوسط 84/28 درصد است. از این رو، محاسبه‌ی ضریب حساسیت تولید ناخالص داخلی نسبت به این نهاده‌ها و نیز کشش‌های قیمتی آنها در تجریه و تحلیل ساختار اقتصادی معطوف به آینده در ایران اهمیت دارد. همچنین، بررسی مبانی نظری و مطالعات تجربی تجارت خارجی نشان می‌دهد که استفاده از توابع تولید ترانسلوگ انعطاف پذیر (*VES*)[4] در مقایسه با توابع تولید *CES*[5] توابع حداقل‌سازی مخارج وارداتی و حداکثر سازی مطلوبیت برآوردهای دقیق‌تر و مناسب‌تری دارد. همچنین، انحرافات تجاری و تولیدی را به طور مستقیم نمایان می‌سازند. نظر به اینکه واردات مواد طی دوره‌ی 82- 1345 به طور متوسط بیش از 84 درصد واردات ایران را به خود اختصاص داده است، برآورد کشش‌های قیمتی در چارچوب حداقل سازی مخارج، حداکثر سازی مطلوبیت و محاسبه‌ی انحرافات تجاری با تورش همراه است (سانیول و جونز،[6] 1982). از این رو، این مطالعه کشش‌های تقاضای واردات را از طریق بهینه یابی تولید ناخالص داخلی در چارچوب توابع تولید با کشش جانشینی متغیر برآورد می‌نماید. در این

---

[3] Farazmand and Zarra Nezhad
[4] Variable Elasticity Substitution
[5] Constant Elasticity Substitution
[6] Sanyal and Jones

تحقیق، پس از بررسی تأثیر تغییر قیمت نهاده‌های وارداتی و دارایی‌های کشور بر تخصیص مجدد منابع کشور، با استفاده از نتایج کمی برآورد کشش‌های قیمتی انعطاف پذیر، تغییرات رفاه ناشی از بازشدن اقتصاد ارزیابی می‌شود. با تاکید بر ویژگی نتایج کمی حاصل در سال‌های پایان دوره‌ی مورد بررسی به عنوان اطلاعات مربوط به زمان صفر برنامه ریزی، که با کشش قیمتی متوسط دوره متفاوت است و کشش‌های قیمتی آن، راهبرد بازشدن اقتصاد را بر اساس شرایط پایان دوره بررسی نمود. بر این اساس، ضمن استخراج کشش‌های متوسط قیمتی نهاده‌های سرمایه‌ای و واسطه‌ای، روند زمانی کشش‌ها نیز ارائه می‌شود. با این روش، واکنش تولید ناخالص داخلی نسبت به تغییر قیمت نهاده‌های وارداتی و نهاده‌های داخلی نیز قابل اندازه گیری است. همچنین، با مطالعه‌ی روند تغییرپذیری این کشش‌ها، آثار کمی سیاستگذاری جایگزینی واردات یا توسعه صادرات قابل بررسی است.

2- مبانی نظری و تجربی مدل

ارایه‌ی کشش‌های نهاده‌های وارداتی با استفاده از بهینه سازی تولید ناخالص داخلی کشورها با مطالعات کوهلی[7] (1991) و هاریگان[8] (1997) آغاز شده است. هدف آنها بررسی اثر تخصیص مجدد منابع بر تعادل عمومی و تغییرات رفاه ناشی از انحرافات تجاری بوده است. نظر به اهمیت این موضوع و دست‌یابی به ساز و کار روابط میان متغیرهای درونزا و برونزا در بخش تجارت خارجی و رابطه‌ی آن با اقتصاد ملی، تابع تولید کل را در چار چوب نظری نئوکلاسیک توجیه کننده‌ی باز شدن اقتصاد، مورد توجه قرار می‌دهیم. در چارچوب مبانی نظری، بهینه سازی تابع تولید، فرض می‌شود که مجموعه‌ی تولید کل کشور در دوره‌ی t (S^t) اکیداً محدب است. همچنین، بردار تولید کل (q^t) به صورت $(q^t) = (q_1^t, q_2^t, ... q_n^t)$ و بردار دارایی‌های کشور، یعنی $V^t = (n_1^t, V_2^t, ..., V_m^t) \geq 0$ نیز اکیداً محدب است (ریدل،[9] 1988 و پاناگری[10] و همکاران، 2001). در صورتی که در این بردار، یک عامل تولید نشان دهنده‌ی صادرات باشد، رابطه‌ی آن با تولید مثبت $(q^t \succ 0)$ و در صورتی که برخی از عناصر درون بردار تولید نشانگر نهاده‌ی وارداتی باشد،

---

[7] Kohli
[8] Harrigan
[9] Ridel
[10] Panagariye

رابطه‌ی تولید، منفی $(q^t \prec 0)$ تعریف می‌شود. با توجه به ساختار و جایگاه اقتصادی ایران در اقتصاد بین الملل، در تجزیه و تحلیل نهاده‌های وارداتی فرض می‌شود که کشور کوچک است. از این رو، بردار قیمت جهانی برای آن برونزا و به صورت $\tilde{p}^t = (\tilde{p}_1^t, \tilde{p}_2^t, ..., \tilde{p}_n^t) \succ 0$ ارایه می‌شود. با توجه به فرض، مشخص بودن دارایی‌های یک کشور (V^t) ماتریس A را به عنوان ماتریس قطری بهره وری عوامل هیکس به صورت $A^t = diag(A_1^t, A_2^t, ...A_n^t)$ نمایش می‌دهیم. با باز شدن اقتصاد یک کشور و رقابتی کردن اقتصاد آن، فرض می‌شود که بنگاه‌ها به سوی انتخاب کالاهای ترکیبی حرکت می‌کنند. بدین ترتیب، تولید ناخالص داخلی کشور مفروض در دوره‌ی t مطابق با روابط (1) و (2) بهینه می‌گردد.

$$G^t(\tilde{P}^t, A^t, V^t) \equiv \max_{q^t} \left\{ \tilde{p}^t.A^t q^t : (q^t, V^t) \in S^t \right\} \quad (1)$$

$$G^t(\tilde{P}^t A^t, V^t) \equiv \max_{q^t} \left\{ \tilde{p}^t A^t.q^t : (q^t, V^t) \in S^t \right\} \quad (2)$$

در روابط فوق $G^t(\tilde{P}^t A^t.V^t)$، حداکثر تولید کالاها در کشور با توجه به سطح قیمت‌های جهانی، میزان بهره وری داخلی و نیز دارایی‌های کشور در دوره‌ی t است. در شرایط تعادل حسابداری این کمیت معادل با ارزش کل تولیدات برای صادرات $(q^t \succ 0)$ و مصرف نهایی داخلی، منهای ارزش کل واردات $(q^t \prec 0)$است. با استناد به مطالعه‌ی کی[11] و همکاران (2005) می‌توان متغیرهای قیمت و بهره‌وری عوامل را در تابع تولید ناخالص داخلی تلقیق $G^t(\tilde{P}^t A^t, V^t)$ و از این طریق تابع GDP را براساس بردار قیمت به صورت رابطه‌ی (3) بازنویسی کرد.

$$G^t(p^t, V^t) \equiv \max_{q^t} \left\{ p^t.q^t : (q^t, V^t) \in S^t \right\} \quad (3)$$

در رابطه‌ی فوق، $P^t \equiv \tilde{P}^t A^t$ و $P_n^t \equiv \tilde{P}_n^t A_n^t$ برای هر $n = 1, ..., N$ است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[11] Kee

نظر به اینکه در رابطه‌ی (3) بهره وری عوامل از طریق بردار قیمت (p^t) توضیح داده می‌شود، می‌توان بهره وری عوامل در بخش‌های مختلف تولید کالاها را از طریق تفاوت قیمت آنها مقایسه نمود (اسکات،[12] 2004).

برای بهینه یابی تابع تولید ناخالص داخلی $G^t(p^t,v^t)$ و استخراج تابع واردات لازم این تابع باید دارای ویژگی‌های همگن از درجه‌ی یک نسبت به قیمت، و مجموعه تولید مربوط به آن (S^t) نسبت به (p^t) محدب و نسبت به دارائی‌ها (v^t) معقر باشد. در این شرایط تابع تولید دارای دیفرانسیل مرتبه‌ی دوم است و شرط کافی برای بهینه یابی را تأمین می‌کند. با توجه به ویژگی‌های فوق و استفاده از قضیه‌ی اینولوپ،[13] دیفرانسیل تابع تولید $G^t(P^t,V^t)$ و شیب آن نسبت به P^t، بردار تولید در شرایط بهینه به دست می‌آید (جهل،[14] 1991). بنابراین، از این طریق تابع تقاضا برای واردات نهاده‌ها در شرایط حداکثر سازی *GDP* مطابق با رابطه‌ی زیر به دست می‌آید (کی و همکاران، 2005).

$$\frac{\partial G^t(p^t,v^t)}{\partial p_n^{\ t}} = q_n^t(p^t,v^t), \forall n = 1,\dots N \qquad (4)$$

در رابطه‌ی فوق، n نشانگر نهاده‌های وارداتی است. با توجه به شرایط ارایه شده در مدل، انتظار کاهش تولید ناخالص داخلی با افزایش قیمت نهاده‌های وارداتی وجود دارد $(q^t \prec 0)$. از آنجا که فرض شد $G^t(p^t,V^t)$ دارای مشتق دوم، پیوسته، محدب و همگن از درجه‌ی یک نسبت به قیمت‌ها است، معادله‌ی q^t همگن از درجه‌ی صفر نسبت به قیمت‌ها است (قضیه اولر). همچنین، مطابق با رابطه‌ی زیر اثرهای قیمتی متقاطع نهاده‌ها برابر (مطابق قضیه‌ی یانگ) و غیر منفی است (جهل، 1991).

$$\frac{\partial^2 G(P^t,v^t)}{\partial p_n^t \partial p_k^t} = \begin{cases} \dfrac{\partial q^t(p^t,v^t)}{\partial p_n^t} \geq 0, \forall n = k \\ \dfrac{\partial q_n^t(p^t,v^t)}{\partial p_k^{\ t}} = \dfrac{\partial q_k^{\ t}(p^t,v^t)}{\partial p_n^t}, \forall n \neq k \end{cases} \qquad (5)$$

[12] Scott
[13] Envelope
[14] Jehle

در چارچوب الگوی نظری ارایه شده، با افزایش قیمت هر ستاده‌ی نهایی صادرات، عرضه‌ی آن افزایش و با افزایش قیمت نهاده مانند واردات، تقاضای آن کاهش می‌یابد. اگر در کشوری ستاده‌ی صادرات با نهاده‌ی واردات مرتبط باشد، افزایش قیمت نهاده‌ی وارداتی موجب کاهش ستاده‌ی صادرات می‌شود. همچنین، افزایش قیمت ستاده‌ی صادرات، تقاضای نهاده‌ی واردات را افزایش می‌دهد. در چنین شرایطی، انتظار افزایش تأثیر قیمت نهاده‌ی وارداتی بر تغییرات تولید ملی وجود دارد.

تقاضای واردات مطابق با رابطه‌ی (4) تابعی از قیمت و دارایی‌ها بوده و از روش بهینه یابی تولید حاصل می‌شود. به عبارتی دیگر، تقاضا برای نهاده‌های وارداتی تابعی از درآمد یا مطلوبیت نیست. این تابع با تقاضای واردات حداقل کننده‌ی هزینه‌ی هیکس و حداکثر کننده‌ی مطلوبیت مارشال متفاوت است. در روش تولید، متغیرهای درآمد و رفاه برای قیمت و دارایی‌ها به صورت درونزا تعریف می‌شود و از این طریق با مدل‌های تعادل عمومی تجارت مرتبط می‌شوند؛ درحالی که در مدل‌های خرد یا تعادل جزیی، درآمد و رفاه به صورت برونزا در نظر گرفته می‌شوند. این ویژگی مقایسه‌ی کشش‌های قیمتی واردات در روش‌های مارشال و هیکس را با مشکل می‌سازد. اساساً، کشش‌های درآمدی را نمی‌توان از طریق توابع تقاضای حداکثر کننده‌ی *GDP* به دست آورد؛ زیرا در این روش مطابق با رابطه‌ی (4) فقط می‌توان کشش‌های ریبژینسکی[15] یا واکنش تقاضای واردات نسبت به تغییر دارایی‌ها را به دست آورد (کوهلی، 1991).

برای ارایه‌ی الگوی باز و تجربی تابع واردات (رابطه‌ی 4) از تابع تولید ترانسلوگ کریستین[16] و همکاران (1971) استفاده می‌شود. شکل عمومی این تابع با ویژگی کشش جانشینی متغیر (*VES*) و پارامترهای انعطاف پذیر به صورت زیر است.

$$y = a_0 \prod_{i=1}^{n} x_i^{a_i} \prod_{i=1}^{n} x_i^{\sum (b_{ij} \ln x_j)} \qquad (6)$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[15] Rybczynski
[16] Christen

در رابطه‌ی فوق، x نشانگر عامل تولید، a و b پارامترهای مدل و اندیس i نشانگر دارایی‌ها یا عوامل تولید متفاوت است. تابع لگاریتمی این معاله‌ی ترانسندنتال به صورت زیر است.

$$lny = lna_0 + \sum_{i=1}^{n} a_i lnx_i + \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} b_{ij} lnx_j ln\ x_i \qquad (7)$$

مهمترین ویژگی تابع تولید ترانسلوگ فوق ارائه نمودن تأثیر هر یک از دارایی‌ها، به طور مستقل و نیز با توجه به تأثیر گذاری سایر دارایی‌ها (غیر مستقل) است؛ در حالی که توابع CES ویژگی دوم را ندارند. با استفاده از این مدل تابع تولید یک کشور، $G^t(p^t, V^t)$ با ویژگی‌های رابطه‌ی (4) به صورت زیر قابل ارائه است (کی و دیگران، 2005).

$$lnG^t(p^t, v^t) = a_\circ^t + \sum_{n=1}^{n} a_{\circ n}^t lnp_n^t + \frac{1}{2}\sum_{n=1}^{n}\sum_{k=1}^{n} a_{nk}^t lnp_n^t lnp_k^t + \sum_{m=1}^{m} b_{om}^t lnv_m^t + \frac{1}{2}\sum_{m=1}^{m}\sum_{\ell=1}^{m} b_m^t lnv_m^t lnv_\ell^t + \sum_{m=1}^{n}\sum_{m=1}^{m} C_{nm}^t lnv_m^t \qquad (8)$$

در رابطه‌ی فوق، t نشانگر شاخص تغییر در طول زمان، n و k نشانگر کالا و m و ℓ شاخص دارایی‌ها در یک کشور است. برای آن که رابطه‌ی (8) تامین کننده‌ی فروض تابع تولید، مانند همگنی درجه‌ی یک نسبت قیمت‌ها و دارایی‌ها (V^t) باشد، قیدهای زیر برای پارامترهای مدل در نظر گرفته می‌شود.

$$\sum_{n=1}^{n} a_{\circ n}^t = 1, \sum_{k=1}^{n} a_{nk}^t = \sum_{n=1}^{n} C_{nm}^t = \circ \quad , \quad a_{nk}^t = a_{kn}^t \text{ و } \forall n = 1,..., N, \forall m = 1,..., M$$
$$\sum_{n=1}^{n} b_{\circ n}^t = 1, \sum_{k=1}^{n} b_{nk}^t = \sum_{m=1}^{m} C_{nm}^t = \circ \quad , b_{nk}^t = b_{kn}^t \qquad (9)$$

با توجه به قیدهای رابطه‌ی (9) و شرط لازم برای حداکثر سازی تولید، از تابع تولید خالص داخلی نسبت به لگاریتم قیمت نهاده‌ی وارداتی n، سهم تعادلی کالای n در تولید کل مطابق رابطه‌ی زیر ارایه می‌شود.

$$S_n^t(P^t, V^t) = \frac{p_n^t q_n^t(p^t, v^t)}{G^t(p^t, v^t)} = a_{\circ n}^t + \sum_{k=1}^{N} a_{nk}^t \ln p_k^t + \sum_{m=1}^{m} C_{nm}^t \ln v_m^t \qquad (10)$$
$$= a_{\circ n}^t + a_{nn}^t \ln p_n^t + \sum_{k \neq n} a_{nk}^t \ln p_k^t + \sum_{m=1}^{m} C_{nm}^t \ln v_m^t$$
$$\forall n = 1,..., N \text{ و } \forall m = 1,..., M$$

در رابطه‌ی فوق، S_n^t سهم نهاده‌های وارداتی در GDP است $(S^t \prec 0)$. با توجه به ویژگی انعطاف پذیری تابع تولید، پس از برآورد پارامترهای مدل (10)، کشش قیمتی نهاده‌های وارداتی برای دوره‌ی مورد بررسی مطابق با رابطه‌ی (11) است.

$$E_n^t = \frac{\partial q_n^t(p^t, v^t)}{\partial p_n^t} \cdot \frac{p_n^t}{q_n^t} = \frac{a_{nm}{}^t}{s_n^t} + S_n^t - 1 \leq 0 \qquad \forall S_n^t \prec 0 \tag{11}$$

ضریب a_{nn} در رابطه‌ی (10) نشانگر درصد تغییر سهم کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای در تولید ناخالص داخلی به دلیل یک درصد تغییر در قیمت نهاده است. بنابراین، اندازه‌ی کشش قیمتی واردات (E^t) به علامت $a^t{}_{nn}$ بستگی دارد.

$$E_n^t \begin{cases} \prec -1 & : a_{nm}^t \succ 0 \\ = -1 & : a_{nm}^t = 0 \\ \succ -1 & : a_{nm}^t \prec 0 \end{cases} \tag{12}$$

مطابق با روابط فوق، اگر سهم نهاده‌ها در تولید ناخالص ملی با تغییر در قیمت‌های آنها تغییر نکند $(a^t{}_{nn} = 0)$، کشش تقاضای واردات یک خواهد شد. اگر سهم نهاده‌های وارداتی در تولید ناخالص داخلی $(S^t \prec 0)$، نسبت به قیمت نهاده‌های وارداتی کاهش یابد $(a^t{}_{nn} = 0)$، در آن صورت تقاضای واردات بی کشش است. سرانجام، اگر با افزایش قیمت واردات سهم واردات در تولید ناخالص داخلی افزایش یابد $(a^t{}_{nn} = 0)$ تقاضای واردات با کشش است.

3- مطالعات تجربی و تصریح مدل

بررسی‌های تجربی زیادی در ارتباط با رابطه و ماهیت تقاضای واردات انجام شده است. برخی از مطالعات با استفاده از روش حداکثر سازی مطلوبیت میان دوره‌ای مصرف کننده، کشش قیمتی را بررسی کردند (پورمقیم، 1379 و خان،[17] 1975). محرابیان و فرح بخش (1380)، پروین و یوسفی (1379) براساس روش حداقل نمودن هزینه، کشش‌های قیمتی واردات را برآورد کردند. در این مطالعات،

[17] Khan

بر اساس مدل آرمینگتون[18] (1969) تخصیص کالاهای داخلی و خارجی و تولید کالاهای ترکیبی[19] مورد توجه قرار گرفته است. الگوی آرمینگتون با پیش فرض استقلال دارائی‌ها، تابع تولید با ویژگی کشش جانشینی ثابت *(CES)* را ارایه می‌کند. این مدل با استفاده از فرض مستقل بودن عوامل تولید، متغیرهای تابع مطلوبیت در مدل هیکس را کاهش می‌دهد. همچنین، فرض می‌شود که کشش جانشینی میان کالاها در هر بازار و دو کالای فرضی رقیب در یک بازار از تابع تولید *CES* تبعیت می‌کند. بر این اساس، مدل عمومی مورد استفاده در این مطالعات به صورت رابطه‌ی (13) است (علی رازینی رحمانی، 1381، ص 221).

$$Q_i = B_i\left[u_i M_i^{(-\rho_i)} + (1-u_i)D_i^{(-\rho_i)}\right]^{\frac{1}{\rho_i}} \qquad (13)$$

در رابطه‌ی فوق، M_i نشانگر کالای وارداتی، D_i تولید داخلی، $\partial_i = \frac{1}{1+\rho_i}$ کشش جانشینی تجارت در بخش i و u_i سهم کالاها است. در این مدل با استفاده از شرط حداقل کردن هزینه، تابع تقاضای واردات مطابق رابطه‌ی زیر ارایه می‌شود.

$$M_i = \left(\frac{u_i}{1-u_i}\right)^{\rho i}\left(\frac{PD_i}{PM_i}\right)^{\rho i} D_i \qquad (14)$$

در رابطه‌ی فوق، PM_i نشانگر شاخص قیمت کالاهای وارداتی، PD_i شاخص قیمت کالاهای داخلی و سایر نمادها دارای مفاهیم رابطه‌ی (13) است. در مقایسه با روش فوق، این مطالعه با استفاده از حداکثر کردن تولید ناخالص داخلی و ارایه‌ی معادله‌ی سهم واردات، تابع تولید ترانسلوگ معادله‌ی (10) با ویژگی انعطاف پذیری پارامترها در طول زمان را مورد توجه قرار داده است و مدل تقاضای واردات بر اساس آن شکل می‌گیرد. در این مدل برای کاهش تعداد پارامترها، مدل نیمه انعطاف پذیر دایورت و والز[20] (1988) مورد استفاده قرار می‌گیرد. ابتدا فرض می‌شود که پارامترهای مدل در طول زمان ثابت هستند و ضرایب متقاطع و خودی متغیرها ویژگی تفکیک پذیر ضربی مطابق با رابطه‌ی (15) دارد.

پرتال جامع علوم انسانی

[18] Armington
[19] Composite Goods
[20] Diewert and Wales

$$a^t_{nk} = a_{nk} = \delta a_n . a_k \qquad \forall n \neq k$$
$$a^t_{nn} = a_{nn} = -\delta a_n \sum a_k \tag{15}$$

در رابطه‌ی فوق، حذف t نشان دهنده‌ی ثابت بودن پارامترهای δ، a_n و a_k است. با فرض پیوستگی تابع، رابطه‌ی $a_{nk} = a_{kn}$ (قضیه‌ی یانگ) برقرار است. تاثیر مفروضات فوق در رابطه‌ی (10) به صورت زیر است.

$$\begin{aligned} S^t_n(p^t, v^t) &= a_{0n} - \delta a_n \sum_{k\neq n} a_k lnp^t_n + \delta a_n \sum_{k\neq n} a_k lnp^t_k + \sum_{m=1}^{m} C_{nm} lnv^t_m \\ &= a_{0n} - \delta a_n (\sum_{k\neq n} a_k) lnp^t_n + \delta a_n (\sum_{k\neq n} a_k) \sum_{k\neq n} \frac{a_k}{\sum_{k\neq n} a_k} lnp^t_k + \sum_{m=1}^{m} c_{nm} lnv^t_m \\ &= a_{0n} - \delta a_n (\sum_{k\neq n} a_k)(lnp^t_n - ln\bar{p}^t_k) + \sum_{m=1}^{m} c_{nm} lnv^t_m \\ &= a_{0n} + a_{nn} ln \frac{p^t_n}{\bar{p}^t_k} + \sum_{m=1}^{m} C_{nm} lnv^t_m, \forall n = 1,..., N \end{aligned} \tag{16}$$

در رابطه‌ی فوق، $In\bar{p}^t_k = \sum_{k\neq n} \frac{a_x}{\sum_{k\neq n} a_k} lnp^t_k$ میانگین وزنی لگاریتم قیمت‌ها بجز کالای n است. در رابطه‌ی (16)، سهم نهاده‌ی وارداتی n، به لگاریتم خطی قیمت کالای n نسبت به متوسط قیمت تمامی کالاها بجز n و دارایی‌ها وابسته است. بنابراین، با این روش تعداد پارامترهای مدل به طور معنی داری از $(N+M)$ به $(1+M)$ کاهش می‌یابد (فینسترا،[21] 2003). همچنین، بر اساس قید همگنی دارائی‌ها $\sum_{m=1}^{m} C_{nm} = 0, \forall n = 1,..., N$، تعداد متغیرهای مدل مطابق با رابطه‌ی (17) به (m) کاهش می‌یابد.

$$S^t_n(p^t, v^t) = a_{0n} + a_{nn} ln \frac{p^t_n}{\bar{p}^t_n} + \sum_{m\neq \ell}^{m} c_{nm} ln \frac{v^t_m}{v^t_\ell}, \forall n = 1,..., N \tag{17}$$

با توجه به مشخص نبودن وزن‌های متوسط قیمت کالاها (بجز n) از متوسط قیمت قابل مشاهده تورن کویست[22] (lnp_{-n}) به عنوان متغیر جانشین استفاده می‌شود. این شاخص متوسط وزنی شاخص قیمت همه‌ی کالاها بجز کالای (n) است و خطایی به اندازه‌ی μ^t_n دارد.

[21] Feenstra
[22] Tornqvist

$$lnp_{-n}^{t}=\sum_{k\neq n}\frac{\overline{S}_k^t}{\sum_{k\neq n}\overline{S}_k^t}lnp_k^t,\ \overline{S}_k^t=(\frac{s_k^t+s_k^{t-1}}{2}) \tag{18}$$

$$lnp_k^t=lnp_{-n}^t+\mu_n^t$$

با استفاده از رابطه‌ی (18) رابطه‌ی زیر استخراج می‌شود.

$$S_n^t(p^t,V^t)=a_{\circ n}+a_{nn}ln\frac{p_n^t}{p_{-n}^t}+\sum_{m\neq\ell,m=1}^{m}c_{nm}ln\frac{v_m^t}{v_e^t}+\mu_n^t,\ \forall n=1,...,N \tag{19}$$

رابطه‌ی (19) الگوی اصلی برای تخمین اثر قیمتی خودی (a_{nn}) و به دست آوردن کشش قیمتی خودی (ε_n) واردات است. با فرض ثابت ماندن پارامترهای تابع ترانسلوگ $G^t(p^t,V^t)$ در طول زمان و استفاده از شاخص ضمنی تعدیل کننده‌ی تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص تورن کویست از همه‌ی کالا، lnp^t، رابطه‌ی (20) حاصل می‌شود.

$$\begin{aligned}lnp^t&=\sum_k\overline{S}_k^t lnp_k^t\\&=\overline{S}_n^t\ lnp_n^t+\sum_{k\neq n}\overline{S}^t lnp_k^t\\&=\overline{S}_n^t\ lnp_n^t+(1-\overline{S}_n^t)\sum_{k\neq n}\frac{\overline{S}^t}{\sum_{k\neq n}\overline{S}^t}lnp_k^t\end{aligned} \tag{20}$$

نظر به اینکه $\overline{S}_n^t=\sum_{k\neq n}\overline{S}_k^t$ - 1 است، با جایگذاری روابط (18) در رابطه‌ی (20) رابطه‌ی زیر حاصل می‌شود.

$$lnp^t=\overline{S}_n^t lnp_n^t+(1-\overline{S}_n^t)lnp_{-n}^t \tag{21}$$

$$lnp_{-n}^t=\frac{lnp^t-\overline{S}^t lnp_n^t}{1-\overline{S}_n^t},\forall n=1,...,N \tag{22}$$

در این مدل از تعدیل کننده‌ی تولید ناخالص داخلی به جای متوسط قیمت سایر کالاها بجز n استفاده می‌شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

همچنین، در این مدل با استفاده از روش بهینه یابی *GDP*، واردات به عنوان یک نهاده و نه یک کالای نهایی در اقتصاد ملی مورد توجه است و سهم تقاضای واردات در *GDP* به قیمت‌های نسبی و موجودی دارایی‌های عوامل بستگی دارد. از آنجا که سهم واردات در تولید ناخالص داخلی ساختار تولید ملی را با چسبندگی مواجه ساخته و عموماً نسبت به تغییرات قیمت نهاده‌ها به کندی واکنش نشان می‌دهد، با استفاده از فرضیه‌ی پافشاری در عادات رفتاری تولید و استفاده از ضریب تعدیل به عنوان درصد واکنش، متغیر تأخیری سهم واردات نیز مورد توجه قرار می‌گیرد. با این روش تعادل عمومی بلند مدت و مدل‌های تعادل و عدم تعادل میان مقادیر مطلوب و مقادیر واقعی در کوتاه مدت به یگدیگر مرتبط می‌شوند. بر این اساس، الگوی تصریح شده برای برآورد ضرایب قیمتی نهاده‌های وارداتی سرمایه‌ای و واسطه‌ای به صورت زیر است.

$$S_n^t(p^t, v^t) = a_{\circ n} + a_{nn} ln \frac{p_n^t}{p_{-n}^t} + \sum_{m \neq \ell, m=1}^{m} c_{nm} ln \frac{v_m^t}{v_e^t} + \quad (23)$$

$$(1-\lambda_n) S_n^{t-1} + v_n^t \quad \forall n = 1,2$$

4- شرح آمار و اطلاعات و برآورد الگو

4-1- آمار و داده‌ها

برخی از داده‌ها به روش کتابخانه‌ای و برخی با استفاده از روابط نظری و شاخص‌های آماری و ریاضی محاسبه شده است. به علت در دسترس نبودن آمار نهاده‌های وارداتی به تفکیک واردات سرمایه‌ای و واسطه‌ای به قیمت ثابت، سری زمانی این متغیرها (82- 1345) با استفاده از سهم این نهاده‌ها در واردات و استفاده از نرخ ارز و شاخص قیمت کالاهای وارداتی واسطه‌ای به قیمت ثابت سال 1376 محاسبه شده است. با توجه به استفاده از نیروی کار و سرمایه به عنوان دارایی عوامل، با استفاده از نرخ اشتغال، نرخ بیکاری و جمعیت فعال نیروی کار محاسبه شد. همچنین، به دلیل در دسترس نبودن اطلاعات سری زمانی موجودی سرمایه، با استفاده از مطالعه‌ی تجربی امینی و نشاط (1384)، موجودی سرمایه‌ی سال 1345 استخراج شد، سپس با استفاده از رابطه‌ی زیر سری زمانی موجودی سرمایه محاسبه و مورد استفاده قرار گرفت.

$$k_t = k_{t-1} + I_t - D_t \quad (24)$$

در رابطه‌ی فوق، k_{t-1} نشانگر موجودی سرمایه سال $t-1$ و I_t سرمایه گذاری سال t و D_t مقدار استهلاک در سال t است. بر این اساس، در این تحقیق از متغیرهای نسبت موجودی سرمایه به نیروی کار *(kpop)*، نسبت قیمت کالای سرمایه‌ای وارداتی به قیمت داخلی *(pmkpd)*، نسبت قیمت کالاهای واسطه‌ای به قیمت داخلی *(pmipd)*، سهم واردات کالاهای سرمایه‌ای *(Smkr)* و سهم واردات کالاهای واسطه‌ای در تولید ناخالص ملی *(Smir)* استفاده شده است.

منابع آماری مورد استفاده برای پردازش اطلاعات در این مطالعه آمار بانک مرکزی، مجموعه‌ی آماری و آمار نامه‌ی اقتصادی پژوهشکده‌ی امور اقتصادی بوده است.

4-2- بررسی پایایی[23] متغیرهای مدل

برای بررسی پایایی متغیرها طی دوره‌ی 82-1345 از نرم افزار *Eviews5* استفاده شده است. نتایج حاصل به شرح جدول زیر است.

جدول 1: نتایج کمی آزمون پایایی در سطح

متغیر	ویژگی	آماره‌ی دیکی- فولر	سطح معنی داری	آماره‌ی جدول
lnkpop	*T&C*	-2/321	%5	-3/539
lnpmkpd	*T&C*	-1/784	%5	-3/531
lnpmipd	*T&C*	-1/972	%5	-3/531
smir	*T&C*	-3/045	%5	-3/531
smkr	*T&C*	-2/353	%5	-3/531

مأخذ: نتایج تحقیق

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[23] Stationary

جدول 2: نتایج نهای پایایی

متغیر	ویژگی	آماره‌ی دیکی- فولر	سطح معنی داری	آماره‌ی جدول	نتیجه نهایی
D(Lnkpop)	*T&C*	-3/636	%5	-3/543	*I*(۱)
D(Lnpmkpd)	*T&C*	-4/744	%5	-3/531	*I*(۱)
D(Lnpmipd)	*T&C*	-3/671	%5	-3/531	*I*(۱)
D(smir)	*T&C*	-5/255	%5	-3/531	*I*(۱)
D(smkr)	*T&C*	-5/109	%5	-3/197	*I*(۱)

مأخذ: نتایج تحقیق

همان طوری ملاحظه می‌شود، لگاریتم متغیرهای نسبت موجودی سرمایه به نیروی کار (*Lnkpop*)، نسبت قیمت کالای سرمایه‌ای وارداتی به قیمت داخلی (*Lnpmkpd*)، نسبت قیمت کالاهای واسطه‌ای به قیمت داخلی (*Lnpmipd*) و نیز سهم واردات کالاهای سرمایه‌ای (*Smkr*) و واسطه‌ای (*Smir*) در تولید ناخالص ملی یک تفاضل پایا می‌شود. از این رو برای برآورد کشش‌های قیمتی واردات واسطه‌ای، احتمال رگرسیون کاذب وجود دارد. برای رفع این نگرانی از آزمون همجمعی انگل- گرنجر و یوهانسن استفاده می‌شود.

4-3- نتایج کمی برآورد مدل به روش *SUR*

با ارائه‌ی نهاده‌های سرمایه‌ای و واسطه‌ای، سیستم معادلات نهاده‌های وارداتی شکل می‌گیرد. در این سیستم معادلات، به طور معمول استقلال جملات خطای معادلات سیستم نقض شده $(E(G_iG_k \neq 0$ و برآورد پارامترها به روش *OLS* ناسازگار است. از این رو سیستم معادلات با استفاده از روش رگرسیون سیستمی ظاهراً نامرتبط (*SUR*) برآورد می‌شود. نتایج کمی برآورد پارامترهای الگو طی دوره‌ی 82- 1345 برای نهاده‌های سرمایه‌ای وارداتی و واسطه‌ای به صورت زیر است.

$$\begin{cases} Smir_t = -4/639 + 0/890\,ln(pmipd_t) + 0/505\,ln(kpop_t) + 0/638\,(smir_{t-1}) \quad (25) \\ (t): \quad (-1/208) \quad (4/491) \quad (1/33) \quad (8/48) \\ \overline{R}^2 = 0/86 \quad DW = 1/59 \\ Smkr_t = 0/610 + 1/09\,ln(pmkpd_t) + 0/060\,ln(kpop_t) + 0/203\,(smkr_{t-1}) \quad (26) \\ (t): \quad (0/394) \quad (9/604) \quad (0/391) \quad (2/640) \\ \overline{R}^2 = 0/88 \quad DW = 1/614 \end{cases}$$

$$\begin{cases} Smir_t = 0/457 + 0/898\,ln(pmipd_t) + 0/670(smir_{t-1}) & (27) \\ (t): \quad (2/576) \quad (4/419) \quad (9/193) \\ \overline{R}^2 = 0/86 \qquad DW = 1/58 \\ Smkr = 1/22 + 1/104\,ln(pmkpd_t) + 0/205(smkr_{t-1}) & (28) \\ (t): \quad (10/418) \quad (9/834) \quad (2/687) \\ \overline{R}^2 = 0/88 \qquad DW = 1/614 \end{cases}$$

نظر به پایایی تفاضل مرتبه‌ی اول $I(1)$ متغیرهای مدل، آزمون همجمعی انگل-گرنجر ($LRsmkr = 4/027$) و ($LRsmir = 6/027$) در سطح معنی دار بودن 5 درصد بررسی شد. نتایج بررسی همجمعی ارتباط بلند مدت متغیرهای مدل را رد نمی‌کند. همچنین، با استفاده از روش یوهانسن، آماره‌ی محاسباتی LR همجمعی متغیرهای الگو را در سطح معنی دار بودن 5 درصد، رد نمی‌کند. بر اساس این روش برای نهاده‌های واسطه‌ای و سرمایه‌ای به ترتیب وجود سه بردار و یک بردار همجمعی پذیرفته می‌شود. آزمون‌های معنی دار بودن جملات اخلال در سطح 5 درصد نشان می‌دهد که پذیره‌های نرمال نبودن، خود همبستگی، واریانس ناهمسانی و خطای تصریح مدل رد نمی‌شود و ضرایب برآورد شده بر اساس مقایسه‌ی آماره‌ی محاسبه شده‌ی t با آماره‌ی t جدول در سطح معنی دار بودن 5 درصد رد نمی‌شود. همان طور که ملاحظه می‌شود، در روابط (25) و (26) متغیر توضیحی سرمایه‌ی سرانه یعنی $Ln\ (kpop)$ در سطح 5 درصد معنی دار نیست. با حذف این متغیر و برآورد مجدد مدل، نتایج به صورت (27) و (28) به دست آمد. نتایج کمی برآورد نشان می‌دهد که به جز عرض از مبدا، ضرایب متغیرهای توضیحی و آماره‌های محاسباتی، تغییرات قابل چشم پوشی دارند. همچنین، مشاهد می‌شود که حذف متغیر رد شده در قدرت تشریحی مدل (0/86 و 0/88) اثر نداشته است.[24] این نتایج نشان می‌دهد که سهم نهاده‌های وارداتی در تولید ناخالص داخلی ایران از طریق قیمت‌های نسبی عوامل تولید و میزان چسبندگی تولید ناخالص داخلی به نهاده‌های وارداتی قابل توضیح است و قدرت تشریح بیش

[۲۴] مقایسه‌ی نتایج نشان می‌دهد که برآورد پارامتر $\hat{a}_{nn}$ نیز در مقیاس صدم تغییر کرده و قابل چشم پوشی است.

از 86 درصد از تغییرات سهم نهاده های وارداتی در تولیـد ناخـالص داخلـی را دارد. از این رو الگوی برآورد شده‌ی ترانسلوگ (27) و (28) به عنـوان مـدل‌هـای نهـایی ارایه‌ی کشش‌های انعطاف پذیر طی دوره‌ی مورد استفاده قرار می‌گیرد. کشش‌های قیمتی متغیر نهاده‌های وارداتی واسطه‌ای و سرمایه‌ای براسـاس پارامترهـای بـرآورد شده سیستم و رابطه‌ی ارایه شده در بخش مبانی نظری به صورت جدول (3) است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول 3: کشش‌های قیمتی نهاده‌های وارداتی

سال	$\hat{a}_{an_k}$ =۱/۱۰	$\hat{a}_{an_l}$ =۰/۸۹
	کشش قیمتی نهاده‌های سرمایه‌ای	کشش قیمتی نهادهای واسطه‌ای و اولیه
1345	2/27	-0/14
1346	1/82	-0/41
1347	1/67	-0/60
1348	2/11	-0/58
1349	2/46	-0/53
1350	2/19	-0/69
1351	2/16	-0/50
1352	1/86	-0/68
1353	1/42	-1/40
1354	-1/11	-2/42
1355	-0/45	-1/73
1356	-0/38	-1/85
1357	0/14	-1/25
1358	0/44	-1/90
1359	-0/22	-3/09
1360	-1/18	-4/99
1361	-1/46	-4/51
1362	-3/16	-7/23
1363	-3/43	-6/86
1364	-2/08	-5/98
1365	-1/92	-4/65
1366	-1/98	-4/80
1367	-1/36	-3/83
1368	-2/31	-5/63
1369	-2/67	-6/67
1370	-4/30	-6/74
1371	-2/67	-5/57
1372	-1/48	-3/87
1373	-0/23	-2/39
1374	1/16	-2/32
1375	-0/07	-1/96
1376	-0/43	-1/50
1377	-0/64	-0/87
1378	0/03	-0/79
1379	-0/53	-1/49
1380	-1/19	-1/57
1381	-1/58	-1/69
1382	-1/74	-1/99

مأخذ: نتایج تحقیق

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

کشش‌های قیمتی نهاده‌های وارداتی سرمایه‌ای و واسطه‌ای محاسبه شده مطابق با جدول (3) نشان دهنده‌ی رد فرضیه‌ی ثابت ماندن این کشش‌ها طی دوره‌ی زمانی 82 - 1345 است. محاسبه‌ی تغییر کشش‌ها طی دوره‌ی مورد بررسی نشان می‌دهد که کشش قیمتی نهاده‌های سرمایه‌ای واردات طی این دوره در فاصله‌ی $-4/297 < E_k < -2/461$ نوسان داشته است و کشش قیمتی نهاده‌های واسطه‌ای و مواد اولیه‌ی وارداتی در فاصله‌ی $-7/23 < Ei < -0/14$ تغییر می‌کند. مقایسه‌ی بین کشش قیمتی نهاده‌های سرمایه‌ای (0/38-) و واسطه‌ای (1/85-) سال پایانی قبل از انقلاب (1356) و پایان دوره‌ی (1382)، به ترتیب 1/74- و 1/99- است. به عبارتی دیگر، رویکرد تجارت خارجی ایران طی این دوره منجر به افزایش نسبی کشش‌های قیمتی و بهبود شرایط برای باز شدن اقتصاد در مقایسه با سال پایانی قبل از انقلاب است. در حالی که در مقایسه با کشش‌های یک سال پس از جنگ (1368) (به ترتیب، 2/31- و 5/63-) بهبودی حاصل نشده است. به طور کلی، مقایسه‌ی روندی کشش‌های قیمتی محاسبه شده پس از انقلاب نشان می‌دهد که بالاترین کشش قیمتی نهاده‌های سرمایه‌ای 4/30- در سال 1370 و کشش قیمتی نهاده‌های واسطه‌ای 7/23- در سال 1362 بوده است. در حالی که کمترین کشش قیمتی نهاده‌های سرمایه‌ای 0/03 در سال 1378 و واسطه‌ای 0/79- و در سال 1378 بوده است. این نتایج نشان می‌دهدکه روند عمومی سهم نهاده‌های واردات واسطه‌ای و سرمایه‌ای در سال‌های پایانی دوره‌ی 82-1380 نسبت به سال‌های قبل، اگر چه بهبود یافته است، ولی نسبت به دوره 72- 1368 از کشش پذیری کمتری برخوردار است، به طوری که با تغییر قیمت نهاده‌های سرمایه‌ای و واسطه‌ای به میزان 10 درصد، در سال 1382 سهم این عوامل در تولید به ترتیب 17/4 و 19/9 درصد تغییر می‌کند. به عبارتی دیگر، بر اساس این نتایج در اواخر دهه‌ی هفتاد، شرایط باز شدن اقتصاد چالش جدی داشته است.

5- نتیجه گیری

در این تحقیق کشش‌های انعطاف پذیر تقاضای واردات با استفاده از تابع تولید ترانسندنتال (VES) برای دو گروه از کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای به عنوان بخشی از نهاده‌های تولید ناخالص داخلی محاسبه شد. برای این منظور اطلاعات سری زمانی طی دوره‌ی 82 - 1345 استخراج و مدل به روش سیستمی SUR

برآورد گردید. بررسی کشش طی این دوره نشان می‌دهد که روند تغییر کشش‌های قیمتی نهاده‌های واسطه‌ای، نوسانی با میانگین 2/78- دارد. در حالی که کشش نهاده‌های سرمایه‌ای 0/5- است. واریانس کشش نهاده‌های واسطه‌ای (δ_i^2) برابر با 4/822 و واریانس کشش نهاده‌های سرمایه‌ای (δ_i^2) برابر 3/182 است. بالاتر بودن واریانس واردات واسطه‌ای نسبت به نهاده‌های سرمایه‌ای نشان می‌دهد که رفتار این بخش پرنوسان و بی‌ثبات تر از بخش واردات نهاده‌های سرمایه‌ای است.

به نظر می‌رسد که دامنه‌ی پرنوسان و شدید کشش‌های قیمتی نهاده‌های وارداتی، منعکس کننده‌ی پرنوسان بودن سیاست‌های تجاری طی این دوره است، به طوری که در سال 1345 افزایش 10 درصد در قیمت‌های جهانی نهاده‌های واسطه‌ای با شرط ثابت ماندن سایر شرایط، تولید ناخالص داخلی را 1/4 درصد، در سال 1363 این مقدار در حدود 72/3 درصد و در سال 1382 به میزان 19/9 درصد کاهش می‌دهد. به عبارتی دیگر، کشش قیمتی نهاده‌های سرمایه‌ای کمتر از کشش نهاده‌های واسطه‌ای است. همچنین، انحراف معیار کشش قیمتی واردات سرمایه‌ای 1/784 است که از انحراف معیار کشش قیمتی نهاده‌های واسطه‌ای به میزان 0/611 کمتر است.

نتایج تحقیق نشان داد که کشش قیمتی نهاده‌های وارداتی واسطه‌ای و سرمایه‌ای طی دهه‌ی شصت (به ترتیب، E_i= 5/513- و E_k= 2/155-) بیش از دهه‌ی هفتاد (به ترتیب، E_i= 2/75- و E_k= 0/915-) و دهه‌ی هفتاد بیش از سال‌های اوایل دهه‌ی هشتاد (به ترتیب، E_i = 1/751- و E_k= 1/5) برای کالای واسطه‌ای (E_i= 1/751) بوده، ولی کمتر از کالاهای سرمایه‌ای (E_k= 0/915) است. مقایسه‌ی تأثیر متفاوت سال‌های مختلف در مقایسه با میانگین کشش نهاده‌های واسطه‌ای (0/5-) نشان می‌دهد که سیاستگذاری تجاری براساس کشش‌های ثابت به جای کشش‌های سال‌های پایان دوره تورش دارد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع:

آمارنامه اقتصادی (83-1353)، پژوهشکده امور اقتصادی و دارای، 1384.

امینی، علیرضا و نشاط، حاجی محمد، "برآورد سری زمانی موجودی سرمایه در اقتصاد ایران: دوره‌ی زمانی 81-1338،" مجله برنامه و بودجه، شماره 90، 1384، صص 69-53.

پروین، سهیلا و یوسفی، مهران، "بررسی تابع تقاضای واردات در اقتصاد ایران براساس روش حداقل نمودن هزینه،" مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز، شماره 1، 1379، صص 71-66.

پور مقیم، سید جواد، "برآورد سری زمانی تابع تقاضای واردات ایران: یک تحلیل مجدد،" مجله تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران، شماره 56، 1379، 130-113.

ترازنامه ها و گزارش‌های اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سال‌های مختلف.

علی رازینی رحمانی، ابراهیم، سیاست‌های حمایتی و پیامدهای آن در ایران، موسسه‌ی مطالعات و پژوهشهای بازرگانی، 1381.

محرابیان، آزاده و فرح بخش، ندا، "تحلیل پویای تابع تقاضای واردات،" فصلنامه پژوهشهای اقتصادی - پژوهشکده امور اقتصادی، شماره 20، 1380، 62-35.

Armington, P.S., "A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Productuion," IMF staff paper.Vol.16, 1969.

Christengen, L., Jorgeson, D., and Lou, A., "Conjuate Duality and the Transcendental Logritme Production Founction," Econometrica, Vol. B9, No. 4, 1971, pp.225-276.

Diewert, W.E., and Wales, J.W., "A Normalized Quadratic Semiflexible Function Form," Journal of Econometrics, Vol. 37, 1988, pp. 327-342.

Farazmand, H. and Zarra Nezhad, M., "Investigation the Quantitative Effect of Trade Liberation on Export Supply of Agriculture Sector: Export of Fruit and Its Dried Products in Iran," Quarterly Journal of Economics Review, Vol, 3, No. 1, 2006, pp. 3-24.

Feenstra, R., "A Homothetic Utility Function for Monopolistic Competition Models, without Constand Price Elasticity," Economics Letters, Vol. 78, 2003, pp. 79-86.

Harrigan, J., "Technology, Factor Supplies, and International Specialization Estimating the Neoclassical Model," American Economic Review, Vol. 87, No.4, 1997, pp. 475-494.

Jehle, G.A., Advanced Microeconomic Theory, Prentice, Hall International, Inc, 1991.

Kee, H.L., Nicita, A., and Olarreaga, M., "Import Demand Elasticities and Trade Distortions," 2005, http. www,etsg.org/etsc: 2005/paper.

Khan, M.S., "The Structure and Behavior of Imports of Venezuela," Review of Economics and Statistics, Vol. 57, 1975.

Kohli, u., "Technology, Dulaity, and Foreign Trade. The GNP Function Approach to Modeling Imports and Exports," The University of Michigan Press, Ann Arbor, 1991.

Panagariye, A., Shekhar, S., and Deepak, M., "Demand Elasticities in International Trade. Are they Really Low?," Journal of Development Economics, Vol. 64, 2001, pp. 313-342.

Ridel, J., "The Demand for LDC Exports of Manufactures: Estimates for Hongkong," Economic Journal, Vol. 98, 1988, pp. 138-148.

Sanyal, K. and Jones, R.W., "The Theory of Trade in Middle Products," American Economic Review, Vol. 72, No. 1, 1982, pp. 16-31.

Scott, p., "Across- product Versus with in - product Specializational Trade," Quarterly journal of Economics, Vol. 119, No. 2, 2004, pp. 647-678.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Analyzing Flexible Price Elasticities of Import in Iran using *VES* Production Function and *SUR* Method

Hassan Farazmand (Ph.D.) *

Abstract

This paper analyzes the price elasticity of import inputs, capital and intermediate. By using the flexible production function transcendental during 1345-1382 and by using SUR system, the model is estimated. This model is able to describe the impact of open economic on distortion resource and changes product, by using the optimization method in the find period. Moreover, this method is better than minimizing costs and maximizing utility. Within econometrics models, the analyzing impact inputs (capital and intermediate) show that: a) Price elasticities of capital and intermediate of import inputs are varied during the period. b) The average (absolute) price elasticity of import of intermediate is larger than price elasticity of import capital. c) Unstability of the average price elasticity of import inputs is more than intermediate inputs of import and d) The average price elasticity of intermediate is more during the latter period.

JEL Classification**:** ***F1, F10, F13***

Keywords: Import flexcible elasticities, VES production function, seemingly unrealated regration

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* Assistant professor of economics, Shahid Chamran University,Ahvaz, Iran