

مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز  
دوره پانزدهم، شماره دوم، و دوره شانزدهم، شماره اول،  
بهار و پائیز ۱۳۷۹، (پیاپی ۳۰ و ۳۱)

## بررسی تابع تقاضای واردات در اقتصاد ایران (بر اساس روش حداقل نمودن هزینه)

دکتر سهیلا پروین\*  
مهران یوسفی\*\*

دانشگاه تربیت مدرس

### چکیده

در این مطالعه بمنظور بررسی ساختار تجارت خارجی، دو فرضیه اساسی در باره وجود رابطه جانشینی بین واردات و خدمات سرمایه‌ای و واردات و نیروی کار، آزمون شده است. برای آزمون فرضیه‌های فوق از تابع هزینه ترانزیت دوستانه‌ای (کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای)، سه نهاده‌ای (نیروی کار، سرمایه و واردات)، استفاده شده که واردات را بعنوان یک عامل تولید به عوامل تولید نیروی کار و سرمایه اضافه نموده است؛ سپس بر اساس روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای تکراری و برآورد معادله‌های سهم هزینه و درآمد، کششهای جانشینی آئن - اوزاوا و قیمتی تقاضا برای عوامل تولید برآورد شده‌اند.

نتایج حاصل از این مطالعه، نشان می‌دهد که رابطه جانشینی بین عوامل تولید، یعنی واردات و خدمات سرمایه‌ای، واردات و نیروی کار، خدمات سرمایه‌ای و نیروی کار، از نظر عددی، مقادیر کوچکی هستند و دو عامل نیروی کار و سرمایه، جانشین ضعیفی برای واردات می‌باشند. روند رابطه جانشینی بین عوامل تولید حاکی از این واقعیت است که اقتصاد کشور

---

\* عضو هیأت علمی دانشگاه شیراز، مأمور در دانشگاه تربیت مدرس  
\*\* کارشناس ارشد سازمان برنامه و بودجه استان کهگیلویه و بویر احمد.

تحت الشعاع درآمدهای نفتی بوده و کشش‌های جانشینی محاسبه شده بین عوامل تولید به شدت از نوسانهای ناشی از بحرانهای نفتی متأثر هستند.

واژه‌های کلیدی: ۱- واردات ۲- تابع هزینه ۳- ترانس لاگ ۴- حداقل مربعات

### ۱. مقدمه

تجارت خارجی دارای یکی از سریعترین و بالاترین نرخهای رشد در میان سایر فعالیتهای اقتصادی است که بعد از جنگ جهانی دوم نیز سرعت نرخ آن افزایش یافت، چنانکه حدود سی سال پس از جنگ جهانی دوم، تجارت بین الملل ۱۸ برابر افزایش یافته است که این افزایش معادل نه برابر افزایش تولید ناخالص در سطح جهانی بوده است (IFS).

اهمیت روز افزون تجارت خارجی و ارتباط تنگاتنگ رشد و توسعه اقتصادی کشور ایران با تجارت خارجی، لزوم بررسی و اتخاذ سیاستهای بلند مدت (در زمینه تجارت خارجی) را بر اساس روابط موجود بین عوامل تولید بیشتر نمایان می‌کند.

واردات بعنوان یکی از عوامل تولید، در رشد اقتصادی نقش مهمی بر عهده دارد. زیرا برای تداوم تولید و رشد ظرفیتهای آن، واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای در اقتصاد ایران حیاتی است. برخلاف شیوه مرسوم<sup>۱</sup> که تابع تقاضای واردات را بر اساس نظریه مطلوبیت یا تولید به دست می‌آورد و فرضیه جدایی پذیری را به عنوان یک فرض القاء شده به الگو تحمیل می‌کند، برگس (۱۹۷۴) بر اساس تابع هزینه، الگوی توسعه یافته کریستنسن جورگنسون و لیو (۱۹۷۳) سه نهاد، دو ستانده‌ای، معادله تقاضای واردات را بطور همزمان با معادله‌های تقاضا برای نیروی کار و سرمایه با اعمال شرط تقارن و همگنی برآورد نمود.

الگوی توسعه یافته‌ای که برگس<sup>۲</sup> (۱۹۷۴) به کار گرفت، الگو را برای آزمون فرضیه جدایی‌پذیری بین داده و ستانده و بین عوامل ابتدایی (نیروی کار و سرمایه)، و واردات توانا می‌سازد، لذا این الگو یعنی تابع هزینه دو ستانده‌ای، سه نهادی نسبت به سایر توابع هزینه از قابلیت بالاتری برخوردار می‌باشد.<sup>۳</sup> این تحقیق با استفاده از این الگو و تطبیق آن با شرایط اقتصاد ایران، روابط بین واردات و دیگر نهادهای تولید را بررسی می‌کند.

مقاله شامل چهار بخش می‌باشد. در بخش دوم مبانی نظری الگو، یعنی فرضهای مسأله، چگونگی استخراج معادله‌های سهم هزینه و درآمد و شیوه اقتصاد سنجی مورد استفاده، مطرح شده است. بخش سوم به تحلیل داده‌های آماری مورد استفاده و برآورد الگو می‌پردازد، و فرضهای همگنی و هموتتیک بودن تکنولوژی تولید و جدایی‌پذیری خطی و غیر خطی نیز از نظر آماری، مورد آزمون قرار می‌گیرد. و بخش چهارم به تحلیل نتایج محاسبه شده، اختصاص یافته است.

## ۲. ساختار الگو

دانش فنی بخش تولید، بواسطه تابع تبدیل  $t(y,x)$  تعریف شده که در اینجا  $y$  یک بردار از ستانده و  $x$  نیز یک بردار از نهاده می‌باشد. این تابع تبدیل برای تمام  $x, y$  و مجموعه نهاده‌های مورد نیاز پیوسته  $V(y) = \{x | t(y,x) \geq 0\}$  و اکیداً محدب است. پس تابع هزینه مشترک تفکیک شده، قابل دیفرانسیل‌گیری نسبت به  $w_j$  (قیمت نهاده  $j$ ام) است و بواسطه رابطه زیر تعریف می‌گردد، بشرط اینکه  $x \in V(y)$  باشد.

$$C(y,w) = \text{Min} : wx \quad (1)$$

ملاحظه می‌شود، تابع هزینه مثبت، همگن خطی، غیر کاهشی و نسبت به بردار قیمت عوامل مقعر است.

در اینجا از الگوی سه نهاده (واردات  $M$ ، نیروی کار  $L$  و سرمایه  $K$ ) دو ستانده (کالاهای مصرفی،  $Y_c$ ، و کالاهای سرمایه‌ای  $Y_i$ ) استفاده شده که هزینه کل تولید از طریق رابطه حسابداری  $P_c Y_c + P_i Y_i = W_L L + W_M M + W_K K = C$  مشخص می‌گردد، و  $P_i$  قیمت کالای  $i$ ام،  $W_j$  قیمت  $j$ امین عامل تولید و  $C$  هزینه کل است.

بدین ترتیب، سطح هزینه حداقل شده دو ستانده‌ای، سه نهاده‌ای بواسطه تابع هزینه مشترک ترانزلوگ به صورت زیر نتیجه می‌شود:

(۲)

$$\begin{aligned} \ln C = & \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln Y_i + \sum_j \beta_j \ln W_j \\ & + \frac{1}{2} \sum_i \sum_r \delta_{ir} \ln Y_i \ln Y_r \\ & + \frac{1}{2} \sum_j \sum_s \gamma_{js} \ln W_j \ln W_s \\ & + \sum_i \sum_j \rho_{ij} \ln Y_i \ln W_j \\ & j, s = L, M, K \quad i, r = C, I \end{aligned}$$

در اینجا محدودیت هموتیک بودن از قبل بر الگو تحمیل نشده است، لذا تابع هزینه ترانزلوگ مذکور شکل کلی آن می‌باشد.<sup>۴</sup> با توجه به اینکه تابع هزینه ترانزلوگ رابطه (۲) قابل دیفرانسیل‌گیری از مرتبه دوم می‌باشد. لذا ماتریس هیشین رابطه مزبور نسبت به قیمت عوامل متقارن بوده، و محدودیت زیر به عنوان محدودیت‌های تقارن به الگو تحمیل شده است:

$$\begin{aligned} \gamma_{js} = \gamma_{sj} \quad \delta_{ir} = \delta_{ri} \quad i \neq j \\ i, r = C, I \quad j, s = L, M, K \end{aligned} \quad (3)$$

تابع هزینه رابطه (۲) خوش رفتار است بطوریکه مثبت و همگن خطی از درجه یک در قیمت نهاده‌ها است و اشاره به محدودیت‌های ذکر شده زیر، در الگو دارد:

$$\sum_j \beta_j = 1, \sum_{ij} \rho_{ij} = 0, \sum_j \gamma_{js} = \sum_s \gamma_{js} = 0 \quad (۴)$$

$i, r = C, I \quad j, s = L, M, K$

ضمناً فرض بازدهی ثابت به مقیاس نیز به الگو تحمیل شده است و اشاره به محدودیت‌های پارامتری زیر در الگو دارد که متعاقباً در الگو آزمون می‌شود:

$$\sum_i \alpha_i = 1, \sum_{ij} \rho_{ij} = 0, \sum_i \delta_{ir} = 0 \quad (۵)$$

برای استخراج معادله‌های سهم هزینه ابتدا فرض شده که در بازار عوامل، نهاده‌ها بطور رقابتی تهیه می‌شوند، پس با توجه به سطح ستانده‌های معین، با حداقل نمودن تابع هزینه ترانزلوگ معادله‌های سهم هزینه عوامل از رابطه دیفرانسیل لگاریتمی زیر حاصل می‌شود.

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln W_j} = \beta_j + \sum_i \rho_{ij} \ln Y_i + \sum_s \gamma_{js} \ln W_s \quad (۶)$$

با استفاده از قضیه شفارد که  $\frac{\partial C}{\partial W_j}$  معادل با  $X_j$  می‌باشد،  $X_j$  معادل با تقاضا برای عامل  $j$  است که هزینه کل تولید را با توجه به سطح تولید حداقل می‌نماید:

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln W_j} = \frac{\frac{\partial C}{C}}{\frac{W_j}{W_j}} = \frac{\partial C}{\partial W_j} \cdot \frac{W_j}{C} = X_j \cdot \frac{W_j}{C} \quad (۷)$$

از آنجایی که  $X_j \cdot \frac{W_j}{C}$  معادل با سهم هزینه برای عامل  $j$  است، سهم هزینه عامل  $j$  اگر با نماد  $S_j$  نشان داده شود، بصورت زیر خواهد بود:

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln W_j} = S_j \quad (۸)$$

بنابراین از روابط (۶) و (۸) معادله‌های<sup>۵</sup> سهم هزینه عوامل در رابطه (۹) بدست می‌آید:

$$S_j = \beta_j + \sum_i \rho_{ij} \ln Y_i + \sum_s \gamma_{js} \ln W_s + \varepsilon_j \quad (۹)$$

برای استخراج معادله‌های سهم درآمد، بطور مشابه دیفرانسیل لگاریتمی تابع هزینه مشترک نسبت به یک ستانده بصورت زیر به دست می‌آید:

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y_i} = \alpha_i + \sum_r \delta_{ir} \ln Y_r + \sum_j \rho_{ij} \ln W_j \quad (۱۰)$$

از رابطه (۱۰) خواهیم داشت :

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y_i} = \frac{\frac{\partial C}{C}}{\frac{\partial Y_i}{Y_i}} = \frac{\partial C}{\partial Y_i} \cdot \frac{Y_i}{C} \quad (11)$$

اگر شرایط رقابتی در بازار ستانده فرض شود، بنابه تعریف هزینه نهائی مساوی با قیمت ستانده  $(\frac{\partial C}{\partial Y_i} = P_i)$  است. پس دیفرانسیل لگاریتمی نسبت به ستانده توصیفی برای سهم درآمد ستانده  $i$  ام می باشد که با نماد  $R_i$  نشان داده شده است:

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y_i} = R_i \quad (12)$$

از تلفیق روابط (۱۰) و (۱۲) خواهیم داشت:

$$R_i = \alpha_i + \sum_r \delta_{ir} \ln Y_r + \sum_j \rho_{ij} \ln W_j + \varepsilon_i \quad (13)$$

معادله (۹) به معادله های سهم هزینه عوامل و معادله (۱۳) به معادله های سهم درآمد معروف هستند که فرم مذکور بصورت سیستمی در رابطه (۱۴) آمده است:

$$S = \beta + \rho \ln Y + \gamma \ln W + \varepsilon \quad (14)$$

$$R = \alpha + \delta \ln Y + \rho \ln W + \varepsilon$$

در ضمن جمع سهمهای درآمد و هزینه مانند رابطه زیر مساوی با یک می باشند.

$$R_C + R_I = 1 \quad (15)$$

$$S_L + S_M + S_K = 1$$

کششهای جانشینی آلن - اوزاوا، کششهای متقاطع تقاضا و کششهای قیمتی خودی تقاضا بر اساس پارامترهای برآورد شده در روش حداقل مربعات سه مرحله ای تکراری به صورت زیر محاسبه گردیده است.

$$\sigma_{ij} = \frac{1}{S_i S_j} \gamma_{ij} + 1 \quad (16)$$

$$\eta_{ij} = \frac{\gamma_{ij}}{S_i} + S_j \quad \text{or} \quad \eta_{ij} = S_i \sigma_{ij} \quad (17)$$

$$\eta_{ii} = \frac{\gamma_{ii}}{S_i} + S_i - 1 \quad (18)$$

بازدهی به مقیاس جزئی را برای کالاهای مصرفی و سرمایه ای نیز به صورت زیر خواهیم داشت:

$$SCE_C = \frac{\frac{C}{Y_C}}{\frac{\partial C}{\partial Y_C}} = \frac{1}{\frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y_C}} = \frac{1}{R_C} \quad (19)$$

$$SCE_I = \frac{\frac{C}{Y_I}}{\frac{\partial C}{\partial Y_I}} = \frac{1}{\frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y_I}} = \frac{1}{R_I} \quad (20)$$

بنابراین بر اساس روابط مذکور، بازدهی به مقیاس جزئی معکوس سهم درآمد ستانده مربوطه می‌باشد.

بر اساس مطالعه ری<sup>۶</sup> در بخش کشاورزی آمریکا، بازدهی به مقیاس کل بر اساس رابطه زیر حاصل می‌گردد:

$$SCE = \left[ \sum_i \left( \frac{1}{SCE_i} \right) \right]^{-1} \quad (21)$$

بازدهی به مقیاس کل در مطالعه حاضر بجهت برقراری رابطه حسابداری  $P_C Y_C + P_I Y_I = W_K K + W_L L + W_M M$  امکان پذیر نمی‌باشد، زیرا مجموع سهم درآمد کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای در کل اقتصاد مساوی سهم هزینه عوامل می‌باشد و بطور کلی سهم درآمدی و سهم هزینه عوامل جمعی معادل با واحد دارند، بنابراین بازدهی به مقیاس برای کل اقتصاد معادل با واحد محاسبه می‌گردد.

### ۳. داده‌های آماری و برآورد الگو

بر اساس تابع هزینه به کار گرفته شده در این مطالعه، اطلاعات مورد نیاز شامل نیروی کار  $L$ ، سرمایه  $K$ ، واردات  $M$ ، کالاهای مصرفی  $Y_C$ ، کالاهای سرمایه‌ای  $Y_I$ ، قیمت عوامل  $W$ ، سهم هزینه عوامل  $S_i$ ، سهم ستانده  $R_i$  و هزینه کل  $C$  می‌باشد.

قیمت نیروی کار  $W_z$ ، از طریق تقسیم ارزش پرداختی نیروی کار به تعداد کارکنان به دست می‌آید، لیکن اطلاعات مربوط به ارزش پرداختی نیروی کار تنها برای سالهای دوره ۱۳۴۸-۵۶ و سالهای ۱۳۴۱، ۱۳۴۳، ۱۳۴۵، ۱۳۴۷ موجود می‌باشد<sup>۷</sup> و برای بقیه سالهای دوره، ارزش پرداختی نیروی کار در دسترس نیست، بنابراین برای محاسبه قیمت نیروی کار به روش زیر عمل شده است.

ابتدا با استفاده از آمارهای موجود، متوسط شاخصهای وزنی دستمزد پرداختی را در بخشهای دولت، صنایع بزرگ و ساختمان محاسبه نموده (نیروی کار موجود در بخشهای مذکور

بطور متوسط نیمی از نیروی کار موجود در اقتصاد کشور را تشکیل می‌دهند) و شاخص محاسبه شده با فرض کارایی یکسان (همگنی نیروی کار) در نیروی کار زن و مرد، به کل اقتصاد تعمیم داده شده است. با استفاده از ارزش پرداختی به نیروی کار سال ۱۳۵۶ بعنوان سال مبنا، ارزش پرداختی به نیروی کار برای همه سالهای دوره محاسبه شده، سپس با تقسیم ارزش پرداختی به تعداد کارکنان شاغل، شاخص قیمت نیروی کار بدست می‌آید و بعنوان قیمت نیروی کار در کشور استفاده شده است.

قیمت سرمایه که در واقع پرداختی بابت استفاده از یک واحد سرمایه می‌باشد، از طریق تقسیم ارزش پرداختی عامل سرمایه به موجودی سرمایه محاسبه شده است. بر اساس اطلاعات موجود ارزش پرداختی به عامل سرمایه نیز تنها برای سالهای یاد شده در قیمت نیروی کار در دسترس است، پس الزاماً ارزش پرداختی به این عامل تولید باید از روش زیر محاسبه گردد:

از آنجایی که بر اساس تعریف، ارزش افزوده برابر با ارزش پرداختی به عامل سرمایه به اضافه ارزش پرداختی به نیروی کار می‌باشد، لذا با محاسبه ارزش پرداختی به نیروی کار در قسمت قبل و کسر آن از ارزش افزوده، ارزش پرداختی به عامل سرمایه حاصل می‌گردد.<sup>۱</sup> پس از محاسبه ارزش پرداختی به عامل سرمایه با تقسیم آن به موجودی سرمایه در کشور<sup>۱</sup> ارزش پرداختی به یک واحد سرمایه (قیمت عامل سرمایه) بدست می‌آید.<sup>۱</sup> در اینجا به جای محاسبه قیمت واردات، از شاخص قیمت واردات استفاده شده است.

هزینه کل تولید (C) بر اساس رابطه حسابداری  

$$C = P_C Y_C + P_I Y_I = W_L \cdot L + W_K \cdot K + W_M \cdot M$$
 تعریف شده است و به صورت زیر قابل محاسبه می‌باشد:

$$(22) \quad C = \text{خالص مالیات غیر مستقیم} - \text{واردات} + \text{تولید ناخالص داخلی}$$

برای محاسبه ارزش کالاهای مصرفی،  $P_C Y_C$  از رابطه زیر استفاده شده است:

$$(23) \quad P_C Y_C = \text{مخارج مصرفی دولت} + \text{مخارج مصرفی خصوصی برای کالای بی دوام و خدمات} - \text{صادرات کالای بی دوام و خدمات} + \text{واردات کالای بی دوام و خدمات} + \text{خالص مالیات غیر مستقیم مربوط به هر قسمت}$$

از آنجایی که سهم کالاهای مصرفی عبارت می‌باشد از:

$$(24) \quad R_C = \frac{P_C Y_C}{C}$$

ارزش کالاهای سرمایه‌ای به صورت زیر خواهد بود:

$$(25) \quad P_I Y_I = C - P_C Y_C$$

سپس با استفاده از رابطه زیر نسبت کالاهای مصرفی به سرمایه‌ای بدست می‌آید:

$$\frac{Y_C}{Y_I} = \frac{P_C Y_C}{P_I Y_I} \quad (26)$$

سهام هزینه و درآمد هر یک از عوامل از طریق تقسیم هزینه آن عامل تولید (با درآمد آن کالا) به هزینه کل به دست می‌آید:

$$S_L = L \text{ Cost} / T \text{ Cost} \quad \text{سهام هزینه نیروی کار} \quad (27)$$

$$S_K = K \text{ Cost} / T \text{ Cost} \quad \text{سهام هزینه عامل سرمایه}$$

$$S_M = M \text{ Cost} / T \text{ Cost} \quad \text{سهام هزینه واردات}$$

$$R_C = C \text{ Revenue} / T \text{ Cost} \quad \text{سهام درآمد کالاهای مصرفی}$$

$$R_I = I \text{ Revenue} / T \text{ Cost} \quad \text{سهام درآمد کالاهای سرمایه‌ای}$$

همانطور که قبلاً بیان شد، معادله‌های سهم هزینه برای عوامل تولید با استفاده از تابع هزینه ترانزلوگ و استفاده از قضیه همزادی شفارد، به صورت معادله‌های سهم هزینه رابطه (۲۸) و معادله سهم درآمد نیز بطور مشابه با استفاده از مشتق‌های جزئی تابع هزینه مشترک نسبت به یک ستانده حاصل شده است.

پس از حذف معادله‌های سهم هزینه عامل سرمایه و سهم درآمد کالاهای سرمایه‌ای، الگوی نهایی جهت برآورد به صورت زیر خواهد بود:

$$R_C = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y_C} = \alpha_C + \delta_{CC} \ln \frac{Y_C}{Y_I} + \rho_{CL} \ln \frac{W_L}{W_K} + \rho_{CM} \ln \frac{W_M}{W_K} \quad (28)$$

$$S_L = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln W_L} = \beta_L + \gamma_{LL} \ln \frac{W_L}{W_K} + \gamma_{LM} \ln \frac{W_M}{W_K} + \rho_{CL} \ln \frac{Y_C}{Y_I}$$

$$S_M = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln W_M} = \beta_M + \gamma_{MM} \ln \frac{W_M}{W_K} + \gamma_{LM} \ln \frac{W_L}{W_K} + \rho_{CM} \ln \frac{Y_C}{Y_I}$$

با استفاده از فرضیه تقارن یانگ بعنوان فرضیه ابقاء شده در الگوی، تعداد پارامترها از ۱۲ پارامتر به ۹ پارامتر کاهش می‌یابد، یا به عبارت دیگر پارامترهای  $\rho_{CM}$ ،  $\rho_{CL}$ ،  $\gamma_{LM}$  در تمام معادله‌ها یکسان هستند.

الگو بر اساس روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای تکراری با اعمال محدودیت‌های همگنی خطی در قیمت عوامل، بازده ثابت به مقیاس و فرض تغییر فنی خنثی هیکس مانند فرضیات

ابقا شده در الگو، برآورد شده است. برآورد پارامترها برای معادله‌های سهم هزینه عامل سرمایه و سهم درآمد کالاهای سرمایه‌ای به صورت روابط پارامتری زیر محاسبه می‌گردد.

$$\beta_k = 1 - \beta_M - \beta_L \quad \gamma_{KL} = -(\gamma_{LM} + \gamma_{LL}) \quad (29)$$

$$\alpha_I = 1 - \alpha_C \quad \gamma_{KM} = -(\gamma_{KK} + \gamma_{KL})$$

$$\delta_{II} = \delta_{CC} \quad \rho_{CK} = -(\rho_{CM} + \rho_{CL})$$

$$\delta_{CI} = -\delta_{CC} \quad \rho_{IK} = \rho_{CM} + \rho_{CL}$$

$$\rho_{IM} = -\rho_{CM} \quad \rho_{IL} = -\rho_{CL}$$

$$\gamma_{KK} = \gamma_{MM} - \gamma_{LL} - 2\gamma_{KL}$$

پارامترهای برآورد شده از این برآورد، مبنای محاسبه کششهای جانشینی، قیمتی و سایر موارد قرار گرفته‌اند، نتایج حاصله از این برآورد در جدول شماره (۱) آمده است. نتایج جدول شماره (۱) نشان می‌دهد که کلیه پارامترهای برآورد شده در سطح اطمینان کمتر از ۵٪ تأیید می‌شوند.

### جدول ۱

#### برآورد پارامترهای سهم هزینه و درآمد

پارامترها	برآورد	آماره t	پارامتر	برآورد	آماره t
$\alpha_C$	۰/۷۳۶۱	۴۴/۷۱	$\rho_{IM}$	-۰/۰۱۶۲	-
$\alpha_I$	۰/۲۶۳۹	-	$\rho_{IK}$	۰/۰۰۳۸	-
$\beta_L$	۰/۲۹۶۳	۸/۱۲۱	$\rho_{CK}$	-۰/۰۰۳۸	-
$\beta_M$	۰/۱۱۷۷	۱۳/۶۴	$\rho_{IL}$	۰/۰۱۱۹	-
$\beta_K$	۰/۵۸۶	-	$\gamma_{LL}$	-۰/۰۳۲۷	-۰/۱۹۸۹
$\delta_{CC}$	۰/۱۶۱۷	۵۲/۲۲	$\gamma_{MM}$	-۰/۱۱۱۵	-۵/۱۷۳
$\delta_{CI}$	-۰/۱۶۱۷	-	$\gamma_{KK}$	۰/۰۲۷۴	-
$\delta_{II}$	۰/۱۶۱۷	-	$\gamma_{LM}$	-۰/۰۸۵۸	۵/۰۴۷
$\rho_{CL}$	-۰/۰۱۲۲	-۲/۵۹۴	$\gamma_{KL}$	-۰/۰۵۳۱	-
$\rho_{CM}$	۰/۰۱۶۲	۲/۶۷۷	$\gamma_{KM}$	۰/۰۲۵۷	-

مأخذ: محاسبه‌های تحقیق

محدودیت تقارن اعمال شده بر روی مجموعه معادله‌های سهم هزینه و درآمد رابطه (۲۸) که از فرض تقارن ماتریس هیشین یانگ در تابع هزینه ناشی شده، با استفاده از شیوه برآورد حداقل مربعات معمولی (OLS) آزمون شده است. کمیت‌های محاسبه شده برای آزمون  $t^{11}$  در

سطح ۱٪ نشان می‌دهد که فرض تقارن اشکالی در برآورد مجموعه معادله‌های رابطه (۲۸) که محدودیت تقارن را به عنوان یک فرضیه تحمیل نموده است، به وجود نمی‌آورد.

آزمون فرضیه قابلیت انتگرال گیری توابع تقاضا برای عوامل تولید نیز مورد آزمون قرار گرفت که در مینان ماینورهای اصلی ماتریس هیشین تابع هزینه نسبت به قیمت عوامل بطور متناوب منفی و مثبت است، بنابراین تابع هزینه شبه معین منفی خواهد بود.

با توجه به اینکه ماتریس هیشین تابع هزینه نسبت به قیمت عوامل شبه معین منفی می‌باشد، لذا شرط قابلیت انتگرال گیری توابع تقاضای عوامل نیز برقرار است. سطوح هزینه نیز با جایگزین نمودن مقادیر پارامترهای برآورد شده، محاسبه گردیده است؛ لذا فرض غیر منفی بودن سطوح هزینه تأیید می‌شود.

شرط یکنوایی تابع هزینه نیز با توجه به اینکه مقادیر  $C$ ,  $W_i$  در همه مشاهده‌ها مثبت

است، لذا مقادیر برآورد شده سهم هزینه  $S_i = \frac{\partial C}{\partial W_i} \cdot \frac{W_i}{C} > 0$  (که با برقراری شرط غیر منفی

بودن سطح هزینه) عملاً شرط یکنوایی تابع هزینه را برقرار خواهد نمود. با توجه به برقراری سه خصوصیت: تقعر نسبت به قیمت عوامل، غیر منفی بودن سطح هزینه و یکنوایی، تابع هزینه برآورد شده (بروش حداقل مربعات سه مرحله‌ای تکراری)، یک تابع هزینه خوش رفتار می‌باشد و این خصوصیات نشان می‌دهد که تابع هزینه، همزاد تابع تولید است.

شکل تابع هزینه ترانزلوگ در صورتی دارای ساختار تولید هموتتیک می‌باشد که شکل تابع هزینه برآورد شده قابل تفکیک به دو ستانده و قیمت‌های عوامل بشکل رابطه  $\hat{C} = F(Y_i), H(W_i)$  باشد، یک تابع غیر نزولی و پیوسته از  $Y_i$  و  $H(W_i)$  نیز یک تابع غیر منفی، همگن خطی و غیرنزولی و مقعر نسبت به قیمت عوامل باشد. این ویژگی قبلاً اثبات گردید.

از توزیع  $\chi^2$  برای آزمون هموتتیک بودن تکنولوژی تولید استفاده شده است. چون  $\chi^2$  محاسبه شده در سطح اطمینان ۱۰٪ بزرگتر از مقدار بحرانی (۴/۶۰) است، فرضیه هموتتیک بودن تابع تکنولوژی تولید و فرضیه جدائی پذیری داده - ستانده تأیید نمی‌گردد. هموتتیک نبودن تکنولوژی تولید نشان دهنده این واقعیت است که حجم فعالیت یک واحد تولیدی که افزایش یابد (در صورت ثابت بودن سایر عوامل)، عوامل تولید مورد نیاز از یک عامل، به نسبت نهاده‌های مورد نیاز سایر عوامل، افزایش یا کاهش خواهد یافت. اگر آزمون هموتتیک بودن تکنولوژی تولید رد شود، پس اثرات تغییر استفاده از نهاده‌ها تورش خواهند داشت و تورش نیز مستلزم یک تغییر در مقیاس است که مشابه با تورش لازم برای تغییر فنی است، بعبارت دیگر تغییر مقیاس را کوردا (۱۹۸۷) (بر خلاف آنتل (۱۹۸۴) که از یک تابع سود ترانزلوگ چند

عاملی استفاده می‌کنند) در چارچوب تابع هزینه ترانزلوگ به صورت  $N_i = \frac{\partial \ln S_i}{\partial \ln Q}$  در پارامترهای معادله‌های سهم هزینه در نظر می‌گیرد که در الگوی مورد مطالعه این تحقیق به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$N_i = \frac{\partial \ln S_i}{\partial \ln Y_C} = \rho_{Ci} \frac{1}{S_i} \quad (۳۰)$$

$N_i$  نشان دهنده میزان تورش تغییر مقیاس می‌باشد<sup>۱۱</sup> که از خصوصیت غیر هموتیکی دانش فنی تولید ناشی شده است. بر اساس تعریف چنانچه  $N_i$  بزرگتر، کوچکتر یا مساوی با صفر باشد، بترتیب نشان دهنده استفاده بیشتر از نهاده  $i$ ، استفاده کمتر از نهاده  $i$  و یا نسبت استفاده از نهاده تغییر نمی‌کند. مقادیر محاسبه شده معیار آنتل در جدول (۲) آمده است.

## جدول ۲

### محاسبه معیار آنتل

عوامل تولید	معیار آنتل برای کالاهای مصرفی
واردات	۰/۱۴۳۷
نیروی کار	-۰/۰۳۲۸
سرمایه	-۰/۰۰۷۴

مأخذ: محاسبه‌های تحقیق

بر اساس محاسبه‌های صورت گرفته در جدول (۲)، تغییر مقیاس تولید کالاهای مصرفی (افزایش تولید کالاهای مصرفی) در کل اقتصاد نشان می‌دهد که از واردات نسبت به سرمایه و نیروی کار بیشتر استفاده می‌گردد.<sup>۱۲</sup> عبارت دیگر در این جانشینی نسبی، نسبت به دو عامل سرمایه و نیروی کار از واردات بیشتری استفاده می‌شود. شایان ذکر است که در صورت تغییر مقیاس کالاهای مصرفی، امکان جانشینی نسبی عوامل در درجه اول مربوط به واردات، سپس مربوط به سرمایه و نیروی کار می‌باشد.

نتایج بدست آمده برای اقتصاد کشور با این استدلال که تولید کنندگان سعی می‌نمایند جهت افزایش تنوع در تولید، از واردات بیشتری نسبت به سرمایه و نیروی کار استفاده نمایند، منطقی بنظر می‌رسد.

یکی دیگر از فرضیه‌هایی که در اینجا مورد آزمون قرار گرفته است، فرضیه جدایی پذیری قیمت نهاده‌ها نسبت به تفکیک نهاده‌ها برای دو زیر مجموعه است. در این صورت تابع تبدیل بشکل  $0 = g(y) + H(v_1(x_1) + v_2(x_2))$  و تابع هزینه مشترک بشکل  $(S(p_1(w_1), p_2(w_2)), H(y))$  نوشته می‌شود. عبارت دیگر اگر تابع نهاده‌ها ( $H$ ) نسبت به

تفکیک نهاده‌ها به دو زیر مجموعه جدائی پذیر باشد، تابع هزینه واحد (S) نیز نسبت به تفکیک قیمت نهاده‌ها جدائی پذیر خواهد بود.

فرضیه صفر در دو آزمون جدائی پذیری خطی و غیر خطی بترتیب در رابطه (۳۱) و (۳۲) آمده است:

$$H_0: \gamma_{MM} = \gamma_{LM} = 0 \quad (31)$$

$$H_0: \begin{cases} \beta_M = \gamma_{LM} \beta_L / \gamma_{LL} \\ \gamma_{MM} = \gamma_{LM} / \gamma_{LL} \end{cases} \quad (32)$$

برای آزمون فرضیه جدائی پذیری خطی و غیر خطی در الگو از آمار  $\chi^2$  استفاده شده که به ترتیب معادل ۱۰/۵ و ۹۵/۱ است که می‌توان ادعا نمود که فرضیه جدائی پذیری خطی و غیر خطی در الگو پذیرفته نیست. رد فرضیه جدائی پذیری خطی و غیر خطی در الگو نشان می‌دهد که بطور مشترک تابع تولید کاب-داگلاس و CES مشخصه مناسبی برای برآورد تابع تقاضای واردات نیستند.

#### ۴. نتایج محاسبه کششها

##### ۴.۱. کششهای جانشینی آلن - اوزاوا

کششهای جانشینی آلن - اوزاوا با استفاده از پارامترهای برآوردی معادله‌های سهم هزینه محاسبه گردیده و در جدول شماره (۳) نشان داده شده است. کلیه نتایج بدست آمده از برآورد کششهای جانشینی قابل انتظارند و نشان دهنده این واقعیت هستند که تابع هزینه استفاده شده در این تحقیق، شیوه مناسبی جهت برآورد پارامترهای الگو بوده است. نتایج جدول شماره (۳) نشان می‌دهد که کششهای جانشینی محاسبه شده از نظر عددی مقادیر کوچکی هستند و دو عامل نیروی کار و سرمایه جانشین‌های ضعیفی برای واردات می‌باشند، این نتیجه را می‌توان، چنین تفسیر کرد که در صورت افزایش قیمت واردات، واحدهای تولیدی برای اینکه در سطح تولید قبلی خود بمانند، تمایل کمی برای جانشین نمودن نیروی کار و سرمایه دارند.

بر اساس جدول شماره (۳) کشش جانشینی بین نیروی کار و سرمایه بطور متناوب از ۰/۱۶۸ تا ۰/۳۵۵ در نوسان بوده و بطور متوسط طی دوره ۷۲ - ۱۳۴۸ معادل ۰/۲۶۶ بوده است. واردات و سرمایه نیز جانشینهای ضعیفی هستند، بطوریکه متوسط این کشش در دوره مورد بررسی معادل ۰/۱۶۴ و این کشش هیچگاه از ۰/۲۲۹ تجاوز نموده است.

## جدول ۳

## نتایج محاسبه کششهای جانشینی آلن - اوزاوا برای عوامل تولید

سال	سرمایه - واردات ( $\sigma_{KM}$ )	نیروی کار - واردات ( $\sigma_{LM}$ )	سرمایه - نیروی کار ( $\sigma_{KL}$ )
۱۳۴۸	۰/۱۴۱	۰/۲۷۱ (۰/۰۰۳)	۰/۳۴۲
۱۳۴۹	۰/۱۳۵	۰/۲۸۱ (۰/۰۰۳)	۰/۳۲۱
۱۳۵۰	۰/۱۳۷	۰/۳۰۱ (۰/۰۰۳)	۰/۲۹۷
۱۳۵۱	۰/۱۳۲	۰/۳۲۹ (۰/۰۰۴)	۰/۲۵۸
۱۳۵۲	۰/۱۴۴	۰/۳۵۹ (۰/۰۰۵)	۰/۲۳۶
۱۳۵۳	۰/۱۷۲	۰/۳۹۷ (۰/۰۰۷)	۰/۲۲۱
۱۳۵۴	۰/۲۲۹	۰/۴۵۶ (۰/۰۱۰)	۰/۲۰۴
۱۳۵۵	۰/۲۰۶	۰/۴۵۶ (۰/۰۱۰)	۰/۱۷۱
۱۳۵۶	۰/۲۲۹	۰/۵۰۶ (۰/۰۱۱)	۰/۱۶۸
۱۳۵۷	۰/۱۹۱	۰/۴۱۶ (۰/۰۰۸)	۰/۲۱۷
۱۳۵۸	۰/۱۴۸	۰/۳۶۶ (۰/۰۰۵)	۰/۲۳۳
۱۳۵۹	۰/۱۶۳	۰/۳۴۵ (۰/۰۰۵)	۰/۲۶۷
۱۳۶۰	۰/۱۷۷	۰/۳۴۷ (۰/۰۰۵)	۰/۲۲۷
۱۳۶۱	۰/۱۵۷	۰/۳۴۸ (۰/۰۰۵)	۰/۲۵۹
۱۳۶۲	۰/۱۸۹	۰/۴۱۱ (۰/۰۰۷)	۰/۲۱۹
۱۳۶۳	۰/۱۷۲	۰/۳۸۴ (۰/۰۰۶)	۰/۲۳۳
۱۳۶۴	۰/۱۴۸	۰/۳۵۳ (۰/۰۰۵)	۰/۲۴۶
۱۳۶۵	۰/۱۴۰	۰/۲۹۷ (۰/۰۰۳)	۰/۳۰۵
۱۳۶۶	۰/۱۴۵	۰/۲۹۸ (۰/۰۰۴)	۰/۳۰۹
۱۳۶۷	۰/۱۳۸	۰/۲۶۰ (۰/۰۰۳)	۰/۳۵۵
۱۳۶۸	۰/۱۵۱	۰/۲۷۳ (۰/۰۰۳)	۰/۳۴۹
۱۳۶۹	۰/۱۶۳	۰/۳۰۸ (۰/۰۰۴)	۰/۳۱۳
۱۳۷۰	۰/۱۷۷	۰/۳۴۲ (۰/۰۰۵)	۰/۲۸۲
۱۳۷۱	۰/۱۶۸	۰/۳۳۷ (۰/۰۰۵)	۰/۲۸۰
۱۳۷۲	۰/۱۴۶	۰/۳۱۴ (۰/۰۰۴)	۰/۲۷۷

مأخذ: محاسبه‌های تحقیق \* اعداد داخل پرانتز انحراف استاندارد (SE) می‌باشد.

علائم مربوط به واردات و نیروی کار نیز اثر جانشینی را نشان می‌دهد؛ مقدار این ضریب از ۰/۲۷۴ در سال ۱۳۴۸ به ۰/۳۱۴ در سال ۱۳۷۲ افزایش یافته است و حداکثر و حداقل آن مربوط به سالهای ۱۳۵۶ (معادل ۰/۵۰۶) و ۱۳۴۹ (معادل ۰/۲۸۱) بوده است.

نتایج حاصل از روند کشش جانشینی بین نیروی کار و سرمایه نشان می‌دهد که با شدت گرفتن بحرانهای نفتی و در واقع با افزایش قیمت نفت و افزایش توان وارداتی کشور، از شدت رابطه جانشینی بین نیروی کار و سرمایه (هر چند اندک) کاسته شده و با کاهش قیمت نفت و<sup>۶</sup> تنزل درآمدهای ارزی باجبار واحدهای تولیدی درجه جانشینی نیروی کار و سرمایه را افزایش داده‌اند. درجه جانشینی ضعیف بین نیروی کار و سرمایه به طور عمده ناشی از عدم انطباق دانش فنی نیروی کار و سطح دانش فنی است.

کشش جانشینی بین واردات و سرمایه نیز طی دوره ۱۳۷۲ - ۱۳۴۸ تحت تأثیر نوسانهای قیمت نفت بوده است، بطوریکه با بهبود درآمدهای نفتی رابطه جانشینی ضعیف بین سرمایه و واردات دارای روند افزایشی می‌گردد و در حالت کاهش درآمدهای ارزی این حالت دارای روندی نزولی خواهد بود. در واقع با افزایش درآمدهای ارزی، واحدهای تولیدی امکانات بیشتری جهت جانشین نمودن واردات بجای سرمایه در اختیار خواهند داشت.

کشش جانشینی بین سرمایه و واردات در کشورهای پیشرفته متفاوت از این نتایج می‌باشد، بطوریکه ارتباط واردات و خدمات سرمایه‌ای یک رابطه مکملی است<sup>۱۴</sup>. ولیکن این بررسی رابطه جانشینی نسبتاً ضعیفی بین خدمات سرمایه‌ای و واردات را نشان می‌دهد. نتایج مذکور برای هندوستان اگر چه در رابطه جانشینی به دست آمده، مشابه می‌باشد ولیکن کشش جانشینی از نظر عددی بطور متوسط معادل  $\sigma_{KM} = 1/8$  می‌باشد. از نظر اقتصادی این اختلاف ( تفاوت در برآورد  $\sigma_{KM}$  بین کشورهای پیشرفته‌ای نظیر آمریکا و کانادا با هند و ایران) قابل توجیه است. زیرا آمریکا و کانادا از نظر برخورداری از سرمایه، کشورهای ثروتمندی محسوب شده درحالی که کشورهای ایران و هندوستان از نظر سرمایه کشورهای فقیری قلمداد می‌گردند.<sup>۱۵</sup>

تحت شرایطی که رابطه جانشینی ضعیفی بین عوامل تولید و واردات وجود دارد، در صورت تثبیت نرخ ارز توسط دولت، هزینه تولید کالا تحت تأثیر افزایش قیمت دو عامل دستمزد نیروی کار و قیمت عامل سرمایه می‌باشد. هر قدر که تولید کننده داخلی از نیروی کار و سرمایه داخلی استفاده کند بهمان اندازه نیز متحمل افزایش هزینه ناشی از تورم قیمت‌های داخلی خواهد بود. بعبارت دیگر تولید کننده‌ای که بخش بیشتری از مواد اولیه وارداتی خودش را با استفاده از نرخ ارز پایین و ثابت وارد می‌کند، نسبت به تولید کننده‌ای که نسبت بیشتری از مواد خود را از داخل تهیه می‌کند، کمتر متحمل افزایش هزینه تولید خواهد بود. در ضمن بر اساس نتایج حاصل از تغییر مقیاس در جدول شماره (۲) واحدهای تولیدی تمایل بیشتری به

استفاده از مواد وارداتی نسبت به نیروی کار و سرمایه از خود نشان می‌دهند، بنابراین میل به خودکفایی و استفاده از مواد و تجهیزات داخلی با وجود مقادیر عددی کوچک کَششهای جانشینی بین واردات و نیروی کار و بین واردات و سرمایه کاهش می‌یابد. تولید کنندگان داخلی نه تنها سعی نمی‌کنند که از واردات در تولید خود کم کنند، بلکه سعی در افزایش آن نیز خواهند داشت، پس تولید کنندگانی که در جهت خودکفایی اقتصادی عمل می‌کنند، به جهت افزایش هزینه تولید نسبت به تولید کنندگانی که از کالاهای وارداتی بیشتر استفاده می‌نمایند، توان رقابت را از دست می‌دهند و از دور خارج می‌شوند.

رابطه بین نیروی کار و خدمات سرمایه‌ای اگر چه در کلیه مطالعات صورت گرفته بصورت جانشینی محاسبه شده، و لیکن کَششهای جانشینی محاسبه شده برای کشورهای پیشرفته و حتی تا حدودی هند، بطور قابل توجهی بیشتر از کَششهای محاسبه شده در اقتصاد ایران می‌باشد؛ که این نتایج دور از انتظار نیز نیست، زیرا شدت جانشینی بین نیروی کار و سرمایه نشان دهنده توسعه دانش فنی و گسترش ارتباطات می‌باشد<sup>۱۴</sup>، که در اقتصاد ایران بجهت عدم انطباق دانش فنی نیروی کار با سطح دانش فنی، (نسبت به کشورهای مزبور)، رابطه جانشینی ضعیفی بین نیروی کار و سرمایه وجود دارد<sup>۱۵</sup>. در نهایت باید اضافه نمود که واحدهای تولیدی بجهت نیاز شدید به کالاهای وارداتی در صورت افزایش قیمت کالاهای وارداتی قادر نیستند نیروی کار و سرمایه را (با توجه به رابطه جانشینی ضعیف) جانشین واردات نمایند.

#### ۲.۴. کَششهای قیمتی تقاضا برای نهاده‌های تولید

کَششهای قیمتی تقاضا در جدول شماره (۴) ارائه گردیده است. کَششهای قیمتی محاسبه شده، همگی روندهای قابل انتظاری دارند. کَشش قیمتی تقاضای محاسبه شده جز برای واردات، دارای قدر مطلق کمتر از واحد می‌باشند. بر اساس جدول شماره (۴) کَشش قیمتی تقاضا برای واردات بطور متوسط طی دوره مورد مطالعه معادل ۱/۹۵۱- بوده یعنی حداقل و حداکثر کَشش مزبور معادل ۲/۳۵۷- و ۱/۴۴۲- می‌باشد. کَشش قیمتی تقاضا برای نیروی کار و خدمات سرمایه‌ای بطور متوسط طی دوره بترتیب معادل ۰/۷۱۴- و ۰/۴۳- است، حداقل آن ۰/۸۵۲- (۱۳۵۵) و ۰/۵- (۱۳۶۸) می‌باشد.

مقایسه کَششهای محاسبه شده در کشورهای صنعتی آمریکا و کانادا، و حتی کشورهای در حال توسعه (نظیر هندوستان) با ایران نشان می‌دهد که کَششهای محاسبه شده برای کلیه عوامل در کشورهای پیشرفته و حتی هندوستان، بی کَشش (قدر مطلق کَششهای محاسبه شده برای عوامل تولید کمتر از یک محاسبه شده است) می‌باشد. در مورد کَشش قیمتی تقاضا برای نیروی کار، در ایران بیشتر از سرمایه محاسبه شده، و لیکن برای کشورهای آمریکا، کانادا و حتی هندوستان کَشش قیمتی تقاضای نیروی کار کمتر از کَشش مزبور برای سرمایه محاسبه شده است.

کشش قیمتی تقاضا برای واردات در هندوستان بلحاظ وابستگی اقتصاد این کشور به واردات، بی کشش محاسبه شده در حالی که در ایران واردات نسبت به تغییرات قیمت، از خود حساسیت شدیدی نشان داده که نتیجه قابل انتظاری نبوده است؛ زیرا تقاضا برای واردات بطور قابل توجهی وابسته به درآمدهای ارزی و یا ذخایر ارزی موجود در اقتصاد کشور می‌باشد.

کشش قیمتی تقاضا برای نیروی کار و سرمایه، دارای قدر مطلق کمتر از یک می‌باشد، بطوریکه اگر قیمت نیروی کار و سرمایه به میزان یک درصد تغییر کند، مقدار تقاضا کمتر از یک درصد (بطور متوسط معادل  $0/71$  درصد و  $0/43$  درصد) تغییر خواهد کرد.

### ۴.۳. بازدهی به مقیاس جزئی<sup>۱۸</sup>

بازدهی به مقیاس جزئی برای کالاهای مصرفی بر اساس روابط شماره ۲۵ و ۲۴ محاسبه شده است. نتایج بازدهی به مقیاس جزئی برای کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای در طول دوره، بزرگتر از یک برآورد شده است؛ این نتایج برای کالاهای سرمایه‌ای بمیزان قابل توجهی بزرگتر از بازدهی به مقیاس جزئی برای کالاهای مصرفی است.

بر اساس جدول شماره (۵) بازدهی به مقیاس جزئی برای کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای بطور متوسط بترتیب معادل  $1/286$ ،  $4/926$  بوده و هیچگاه کمتر از  $1/12$  و  $2/99$  نبوده اند، از نظر اقتصادی مقادیر محاسبه شده برای بازدهی به مقیاس جزئی بیان کننده این واقعیت هستند که واحدهای تولیدی می‌توانند از مزایای ناشی از بازدهی به مقیاس استفاده نمایند و مزایای مربوطه نسبت به کالاهای سرمایه‌ای به میزان قابل توجهی بالاتر از مزایای ناشی از تغییر مقیاس در ستانده کالاهای مصرفی است.

## جدول ۴

## کشش قیمتی تقاضا برای عوامل تولید

سال	واردات ( $\eta_{MM}$ )	نیروی کار ( $\eta_{LL}$ )	سرمایه ( $\eta_{KK}$ )
۱۳۴۸	-۲/۲۸۴ (۰/۲۶۷)	-۰/۱۶۰۶ (۰/۰۳۵)	-۰/۴۸۳
۱۳۴۹	-۲/۳۱۹ (۰/۲۷۳)	-۰/۱۶۳۹ (۰/۰۳۸)	-۰/۴۵۶
۱۳۵۰	-۲/۲۴۱ (۰/۲۵۹)	-۰/۱۶۷۴ (۰/۰۴۱)	-۰/۴۳۳
۱۳۵۱	-۲/۲۴۳ (۰/۲۲۵)	-۰/۱۷۳۹ (۰/۰۴۶)	-۰/۳۹۱
۱۳۵۲	-۲/۰۶۰ (۰/۲۲۵)	-۰/۱۷۶۳ (۰/۰۴۹)	-۰/۳۸۰
۱۳۵۳	-۱/۷۸۱ (۰/۲۲۵)	-۰/۱۷۸۰ (۰/۰۵۱)	-۰/۳۹۳
۱۳۵۴	-۱/۴۱۶ (۰/۱۲۴)	-۰/۱۷۹۰ (۰/۰۵۳)	-۰/۴۳۳
۱۳۵۵	-۱/۵۴۶ (۰/۱۳۸)	-۰/۱۸۵۲ (۰/۰۶۱)	-۰/۳۷۸
۱۳۵۶	-۱/۴۴۲ (۰/۱۲۲)	-۰/۱۸۵۱ (۰/۰۶۱)	-۰/۳۹۸
۱۳۵۷	-۱/۶۵۰ (۰/۱۵۵)	-۰/۱۷۸۱ (۰/۰۵۱)	-۰/۴۰۹
۱۳۵۸	-۲/۰۰۸ (۰/۲۱۷)	-۰/۱۷۶۸ (۰/۰۵۰)	-۰/۳۸۱
۱۳۵۹	-۱/۹۰۱ (۰/۱۹۷)	-۰/۱۷۱۲ (۰/۰۴۴)	-۰/۴۲۹
۱۳۶۰	-۱/۷۹۶ (۰/۱۷۹)	-۰/۱۶۹۲ (۰/۰۴۲)	-۰/۴۵۴
۱۳۶۱	-۱/۹۴۲ (۰/۲۰۵)	-۰/۱۷۲۵ (۰/۰۴۵)	-۰/۴۱۶
۱۳۶۲	-۱/۶۶۷ (۰/۱۵۷)	-۰/۱۷۷۸ (۰/۰۵۱)	-۰/۴۰۸
۱۳۶۳	-۱/۷۹۱ (۰/۱۷۸)	-۰/۱۷۶۱ (۰/۰۴۹)	-۰/۴۰۵
۱۳۶۴	-۲/۰۲۰ (۰/۲۱۹)	-۰/۱۷۴۶ (۰/۰۴۸)	-۰/۳۹۵
۱۳۶۵	-۲/۲۰۷ (۰/۲۵۲)	-۰/۱۶۶۲ (۰/۰۴۰)	-۰/۴۴۵
۱۳۶۶	-۲/۱۵۱ (۰/۲۴۲)	-۰/۱۶۵۴ (۰/۰۳۹)	-۰/۴۵۴
۱۳۶۷	-۲/۳۵۷ (۰/۲۸۰)	-۰/۱۵۸۷ (۰/۰۳۴)	-۰/۴۹۴
۱۳۶۸	-۲/۱۶۳ (۰/۲۴۴)	-۰/۱۵۹۱ (۰/۰۳۴)	-۰/۵۰۰
۱۳۶۹	-۱/۹۵۶ (۰/۲۰۷)	-۰/۱۶۴۱ (۰/۰۳۸)	-۰/۴۷۶
۱۳۷۰	-۱/۸۰۳ (۰/۱۸۰)	-۰/۱۶۸۴ (۰/۰۴۱)	-۰/۴۵۹
۱۳۷۱	-۱/۸۶۷ (۰/۱۹۱)	-۰/۱۶۸۹ (۰/۰۴۲)	-۰/۴۴۹
۱۳۷۲	-۲/۱۰۷ (۰/۲۳۴)	-۰/۱۶۸۴ (۰/۰۴۱)	-۰/۴۳۵

مأخذ: محاسبه‌های تحقیق \* اعداد داخل پرانتز انحراف استاندارد (SE) می‌باشند

## جدول ۵

بازدهی به مقیاس جزئی برای کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای

کالاهای مصرفی	کالاهای سرمایه‌ای	سال
۱/۳۲۲	۴/۱۰۸	۱۳۴۸
۱/۳۱۶	۴/۱۶۸	۱۳۴۹
۱/۲۵۷	۴/۸۹۲	۱۳۵۰
۱/۳۰۳	۴/۲۹۸	۱۳۵۱
۱/۲۵۳	۴/۹۴۷	۱۳۵۲
۱/۱۴۰	۸/۱۵۶	۱۳۵۳
۱/۱۳۶	۸/۳۳۹	۱۳۵۴
۱/۲۳۲	۸/۳۱۵	۱۳۵۵
۱/۲۸۹	۴/۴۶۵	۱۳۵۶
۱/۲۱۱	۵/۷۳۴	۱۳۵۷
۱/۲۸۲	۴/۵۴۷	۱۳۵۸
۱/۵۰۱	۲/۹۹۵	۱۳۵۹
۱/۴۴۰	۳/۲۷۲	۱۳۶۰
۱/۳۵۶	۳/۸۱۰	۱۳۶۱
۱/۴۱۶	۳/۴۰۰	۱۳۶۲
۱/۳۷۸	۳/۶۴۶	۱۳۶۳
۱/۳۵۰	۳/۸۵۴	۱۳۶۴
۱/۱۲۴	۹/۰۳۹	۱۳۶۵
۱/۲۸۵	۴/۵۰۴	۱۳۶۶
۱/۱۷۸	۶/۶۱۹	۱۳۶۷
۱/۲۶۶	۴/۷۵۲	۱۳۶۸
۱/۲۴۶	۵/۰۶۴	۱۳۶۹
۱/۲۸۸	۴/۴۷۲	۱۳۷۰
۱/۲۹۵	۴/۳۸۶	۱۳۷۱
۱/۲۹۷	۴/۳۶۸	۱۳۷۲

ماخذ: محاسباتهای تحقیق

### ۵. نتیجه گیری

این مطالعه با استفاده از تابع هزینه، معادله‌های تقاضای واردات برای اقتصاد ایران را در دوره ۷۲-۱۳۴۸ برآورد نموده است، از نظر روش شناسی این مطالعه مشابه با مطالعات برگس (۱۹۷۴)، ابلباتوم و کهلی (۱۹۷۹)، خان، دالال و ویلیامز (۱۹۸۴) و کهلی (۱۹۹۳) می‌باشد.

نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد که دانش فنی تولید در اقتصاد کشور از خصوصیت هموتتیک بودن برخوردار نمی‌باشد، که این امر باعث تفاوت نسبت بکارگیری عوامل در اقتصاد کشور ایران بوده است.

با توجه به اینکه آزمون جدایی پذیری خطی و غیر خطی در معادله‌های سهم هزینه تائید نمی‌گردد، می‌توان نتیجه گرفت که تابع کاب - داگلاس و CES مشخصه مناسبی برای برآورد تابع تقاضای واردات نیست.

نتایج حاصل از محاسبه‌های مربوط به کششهای جانشینی آلفن - اوزاوا نشان می‌دهد که کششهای جانشینی محاسبه شده از نظر عددی مقادیر کوچکی هستند و دو عامل نیروی کار و سرمایه جانشین ضعیفی برای واردات می‌باشند. رابطه جانشینی بین عوامل تولید در اقتصاد کشور طی دوره مورد بررسی حاکی از این واقعیت است که این روابط نسبت به بحرانهای نفتی از خود واکنش نشان می‌دهند. در واقع با افزایش درآمدهای ارزی، واحدهای تولیدی امکانات بیشتری را جهت جانشین نمودن واردات بجای نیروی کار و سرمایه می‌یابند و اثر آن در رابطه جانشینی نیروی کار و سرمایه به صورت ضعیف تری جلوه می‌کند. عبارت دیگر اقتصاد کشور تحت الشعاع درآمدهای نفتی بوده و کششهای جانشینی بین عوامل تولید نیز بشدت تحت تأثیر نوسانهای ناشی از درآمد ارزی است.

کشش جانشینی بین عامل سرمایه و واردات در کشورهای پیشرفته (آمریکا و کانادا) متفاوت از برآورد این تحقیق می‌باشد، بطوریکه ارتباط واردات و خدمات سرمایه در کشورهای پیشرفته به صورت مكملی محاسبه شده است و لیکن در این مطالعه رابطه جانشینی ضعیفی بین خدمات سرمایه‌ای و واردات برقرار است. رابطه جانشینی بین نیروی کار و سرمایه برای کلیه مطالعه‌های انجام شده به صورت جانشینی محاسبه شده و لیکن از نظر عددی این کشش برای کشورهای پیشرفته و حتی هندوستان بالاتر از اقتصاد ایران برآورد گردیده است.

کشش قیمتی تقاضا برای عوامل تولید همگی دارای علامتهای قابل انتظار هستند، کشش قیمتی تقاضا برای نیروی کار و سرمایه (به صورت قدر مطلق) کمتر و برای واردات بیش از واحد محاسبه شده است. در اقتصاد ایران حساسیت شدید واردات نسبت به تغییرات قیمت قابل

انتظار نیست، زیرا تقاضای واردات بطور قابل توجهی وابسته به درآمدهای ارزی و یا ذخایر ارزی موجود در اقتصاد کشور می‌باشد.

بازدهی به مقیاس جزیی برای کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای بیش از واحد برآورد شده است، بدین معنی که یک درصد افزایش در هزینه تولید (بشرط ثابت بودن قیمت عوامل و ستانده‌های دیگر) موجب افزایش در ستانده به نسبت بیش از یک درصد می‌گردد و نتایج مذکور برای کالاهای سرمایه‌ای به میزان قابل توجهی بزرگتر از بازدهی به مقیاس جزیی برای کالاهای مصرفی است. با تغییر مقیاس، واحدهای تولید تمایل بیشتری به استفاده از واردات نسبت به نیروی کار و سرمایه خواهند داشت.

### یادداشت‌ها

۱. در روشهای سنتی معمولاً تابع تقاضای واردات خطی یا لگاریتم خطی فرض می‌شود و تحت تأثیر درآمد واقعی، قیمت‌های نسبی قرار دارد. در اقتصاد ایران نیز علی‌اکبر شکوه‌ای (۱۳۷۰) از این روش برای برآورد تابع تقاضای واردات استفاده نمود و نشان داد واردات ایران نسبت به قیمت‌ها بی‌کشش است، اما نسبت به تولید، ذخائر ارزی و ... کشش پذیر است. سایر تحقیقات موجود در این زمینه نیز از فرم تابع کسب - داگلاس استفاده نموده‌اند. از جمله بررسی توابع عکس العمل تقاضای واردات ایران و شش کشور عضو اوپک (عزیزی، ۱۳۷۰) می‌باشد که تقریباً همین نتایج را تأیید می‌کند.

۲. در این الگو واردات بعنوان یک نهاده در نظر گرفته شده است (بیشتر کالاهای تجارت شده در سطح جهانی، کالاهای واسطه‌ای هستند، و حتی کالاهای نهایی که وارد جریان تجارت می‌شوند، می‌توانند بعنوان کالای واسطه تلقی گردند) و به عوامل تولید (نیروی کار و سرمایه) که برای تولید کالاهای مصرفی (کالاهای بی‌دوام و خدمات) و سرمایه‌ای (کالاهای بادوام و ساختمان) بکار گرفته می‌شوند، اضافه شده است. تابع هزینه ترانزلوگ مورد استفاده بر اساس روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای تکراری برآورد شده و نتایج حاصل از محاسبه‌های مربوط به کشش‌های جانشینی نشان می‌دهد که واردات با سایر عوامل تولید دارای رابطه جانشینی بوده ولی از نظر عددی مقادیر کوچکی دارد. دو عامل نیروی کار و سرمایه جانشین ضعیفی برای واردات می‌باشند.

۳. کهلی (۱۹۷۸) نیز از این روش برای بررسی رابطه تقاضای واردات و عرضه صادرات در کشور کانادا استفاده نمود و با به کارگیری تابع سود مقید و قضیه هتلینگ نشان داد کالاهای سرمایه‌ای و مصرفی رابطه جانشینی در تولید دارند. در عین حال صادرات کالاهای

سرمایه‌ای و مصرفی نسبت به واردات حساس است. کاهش قیمت کالاهای وارداتی همراه با افزایش قیمت کالای صادراتی موجب افزایش بازدهی خدمات سرمایه‌ای و کاهش بازدهی نیروی کار می‌گردد. به این ترتیب افزایش قیمت کالای سرمایه‌ای یا وارداتی می‌تواند سهم نیروی کار را در تولید ملی افزایش دهد. در مقابل افزایش قیمت کالای صادراتی، سهم سرمایه را در تولید ملی می‌افزاید، لذا افزایش تعرفه بر واردات کالادا منجر به افزایش بازدهی سرمایه می‌گردد و می‌تواند موجب جذب سرمایه خارجی به این کشور شود.

۴. اگر محدودیت هموتیک بودن به تابع هزینه تحمیل شود، پارامترهای  $\delta$  مساوی با صفر خواهد بود.

۵. جملات  $\sum z$  در معادله‌های سهم هزینه عوامل ناشی از انحراف تجربی از بازارهای رقابت کامل یا ناتوانی کارفرمایان برای حداکثر کردن سود و ... است.

6- Ray (1982).

۷. بر اساس محاسبه‌های صورت گرفته در جداول داده - ستاده.

۸. این برآورد را آمارهای گرفته شده از بانک مرکزی (حسابهای ملی ایران)، و مرکز آمار ایران (جدول داده - ستاده) تأیید می‌نماید.

۹. موجودی سرمایه از رابطه زیر حاصل شده است.

$$K_t = (1-p) K_{t-1} + I_t$$

در اینجا  $p$ ,  $k$ ,  $I_t$  بترتیب موجودی سرمایه، نرخ استهلاک و سرمایه گذاری در زمان  $t$  است، در ضمن نرخ استهلاک ( $p$ ) نیز معادل ۵٪ در نظر گرفته شده است (برای مطالعه بیشتر رجوع کنید به معصومه قارون (۱۳۷۲)).

۱۰. در برآورد مربوط به موجودی سرمایه امکان تفکیک کالاهای سرمایه‌ای تولید داخل و وارداتی نیست، لذا بخشی از کالاهای سرمایه‌ای محاسبه شده، کالاهای وارداتی می‌باشند. تفکیک توسط برگس، کهلی، کهلی و اپلبائوم، خان دالال، و ویلیامز نیز صورت نگرفته است.

$$11 - t = \frac{\hat{\gamma}_{ij} - \bar{\gamma}_{ji}}{\sqrt{S^2 \hat{\gamma}_{ij} + S^2 \bar{\gamma}_{ji}}}$$

۱۲. از آنجایی که ری (Ray 1982) جدایی پذیری را نشان دهنده هموتیک بودن دانش فنی دانسته، در اینجا از معیار آنتل برای تعیین میزان تورش تفسیر مقیاس استفاده شده است.

۱۳. به جهت رد فرضیه بازدهی ثابت به مقیاس در الگو، محاسبه معیار آنتل برای کالاهای سرمایه‌ای تورش دارد، لذا در اینجا محاسبه نگردیده است.

۱۴. برآورد رابطه بین عامل واردات و خدمات سرمایه‌ای در کشورهای پیشرفته‌ای نظیر امریکا و کانادا کاملاً متفاوت با این مطالعه است.
۱۵. کششهای قیمتی متقاطع برآورد شده نیز نتایج کششهای جانشینی را تأیید می‌نماید، کششها از نظر عددی کمی بزرگتر هستند که می‌تواند ناشی از شیوه برآورد کششهای مزبور باشد، بطوریکه در محاسبه کششهای جانشینی آلن - اوزاوا سهم هزینه عوامل در نظر گرفته شده است و گویاتر می‌باشد.
- ۱۶- رابطه جانشینی ضعیف بین نیروی کار و سرمایه در بخش صنعت نیز محاسبه شده که نتایج این تحقیق را تأیید می‌کند. (خوشنویس، ۱۳۷۰).

17- Meier (1961).

18- Partial Scale Economy .

## منابع

### الف. منابع فارسی

- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، (۱۳۳۸-۱۳۵۶، ۱۳۶۹-۱۳۵۳) و (۱۳۶۹-۱۳۷۲) حسابهای ملی ایران، تهران.
- خوشنویس، سهیلا. (۱۳۷۰). بررسی کششهای جانشینی و متقاطع بین انرژی و سایر عوامل تولید در صنایع ایران، رساله کارشناسی ارشد، دانشکده علوم سیاسی و اقتصادی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران.
- شکوه‌ای، سید علی اکبر. (۱۳۷۰). برآوردی از تابع تقاضای واردات در ایران، رساله کارشناسی ارشد، دانشکده علوم سیاسی و اقتصادی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران.
- قارون، معصومه. (۱۳۷۲). برآورد موجودی سرمایه در بخشهای اقتصادی ایران، مجله روند، شماره ۱۴ و ۱۵.
- عزیزی، فیروزه. (۱۳۷۰). تخمین تابع تقاضای واردات ایران و شش کشور عضو اوپک، رساله کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.

### ب. منابع انگلیسی

- Appelbaum, E. and Kohli, U. R., (1979). *Canada - United States Trade: Test for the Small Open Economy, Canadian Journal of Economics*, 12, Feb.

- Allen, R. D. G., (1964). *Mathematical Analysis for Economics*, London Macmillan Company.
- Burgess, D., (1974). *Production Theory and the Derived Demand for Imports*, *Journal of International Economics*, 4, May.
- Burgess, D., A. (1974). *Cost Minimization Approach to Import Demand Equations*, *Review of Economics and Statistics*, 59, May.
- Berndt, E. Land, L. Christensen. (1973). *The Internal Structure of Functional Relationships: Separability, Substitution and Aggregation*, *Review of Economics Studies*, 40, July.
- Binswanger, H.P. (1974). *A Cost Function Approach to the Measurement of Factor Demand and Elasticities of Substitution*. *American Journal of Agricultural Economics*, 56.
- Diewert, W.E. (1971). *An Application of the Shephard Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Function*, *Journal of Political Economy*, 79.
- Hall, R.E., (1973). *The Specification of Technologies with Several Kinds of Outputs*, *Journal of Political Economy*, 81, (July/Augst).
- Kohli, U.R., (1993). *A Symmetric Normalized Quadratic GNP Function and the U.S. Demand for Imports and Supply of Exports*, *International Economic Review*, 34 (1), (February).
- Kohli, U.R., (1978). *A Gross National Production Function and the Derived Demand for Export and Supply of Export*, *Canadian Journal of Economics*, 11, May.
- Kuroda, Y., (1978). *The Production Structure Demand, for Labour Postwar Japanese Agriculture, 1952-82*, *American Journal of Agricultural Economics*, 69.
- Lopez, R.E., (1980). *The Structure of Production and the Derived Demand for Inputs in Canadian Agriculture*, *American Journal of Agricultural Economics*. 62.
- Khan, Mohbbat. Dalal, A. and Williams, M. (1984). *Import Demand for India: A Translog Cost Function Approach*, *Economics Development and Cultural Change*, 32 (3), April.
- Munlak, Y. (1968). *Elasticities of Substitution and the Theory of Derived Demand*, *Review of Economics Studies*. 35.

---

Ray, S.C., (1982). *A Translog Cost Function Analysis of U.S. Agriculture*, **American Journal of Agricultural Economics**, 64 (3).

Uzawa, H., (1962). *Production Functions with Constant Elasticities of Substitution*, **Review of Economics Studies**, 29.