

# شاخص‌های مناسب رقابت پذیری در الگوی

## صادرات غیر نفتی ایران

دکتر حمیدابریشمی

دکتر محسن مهر آرا\*

### چکیده

در این مقاله الگوی عرضه صادرات غیر نفتی برای چهار گروه کالاهای سنتی و کشاورزی فرش و صنایع دستی، کلوخه های کانی و فلزی و کالاهای صنعتی؛ مبتنی بر رویکرد ARDL پسران و شین (۱۹۹۶) برای دوره (۴) ۱۳۷۶ - (۱) ۱۳۵۰ مورد برآورد و تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.

نتایج حاصله حکایت از آن دارند که نرخ ارز بازار موازی قادر نیست رفتار صادرات مجاری رسمی و قانونی را در گروه های مختلف به نحو رضایت بخشی توضیح دهد. در واقع هزینه فرصت واقعی درآمدهای ارزی صادرکنندگان نرخ ارز موزون بوده و تصمیمات صادراتی وانگیزه های قیمتی بر اساس نرخ ارز مذکور هدایت شده است و لذا نرخ های ارز دوگانه از موانع اصلی گسترش بخش صادراتی طی دوره نمونه به حساب می آید. نوسانات صادرات غیر نفتی اقتصاد ایران با رویکرد مازاد قابل صدور سازگار است.

\* عضو هیأت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

\*\* مدرس دانشگاه تهران

## ۱- مقدمه

در این مقاله الگوی صادرات غیرنفتی به تفکیک گروه‌های مختلف کالایی مبتنی بر روش ARDL پسران و شین با استفاده از داده‌های فصلی برای دوره (۴) ۱۳۷۷ - (۱) ۱۳۵۰ مورد برآورد و تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند.

ملاحظات متدلوزیکی در تصریح الگوی صادرات تبیین شده و متغیرهایی که باید به لحاظ نظری در الگو وارد شوند و همچنین روش‌های مختلف نحوه اندازه‌گیری آنها بحث می‌گردند. سپس با تصریح الگوی تجربی و واکنش صادرات به عوامل تعیین‌کننده آن، روابط بلند مدت و کوتاه مدت مورد برآورد و تجزیه و تحلیل قرار خواهند گرفت. از نتایج حاصله می‌توان در پیش‌بینی‌های شرطی جریان‌های تجارתי برای گروه‌های کالایی مربوطه و همچنین طراحی، اجرا و ارزیابی سیاست‌های کلان اقتصادی استفاده نمود.

کالاهای صادراتی به چهار گروه محصولات کشاورزی و سنتی، فرش و صنایع دستی، کلوخه‌های کانی و فلزی و محصولات صنعتی طبقه‌بندی می‌شوند. به لحاظ آنکه رفتار عرضه‌کنندگان صادرات در گروه‌های مختلف کالایی متفاوت است تخمین‌های حاصل از صادرات جمعی شده ممکن است نتایج گمراه‌کننده‌ای ایجاد نماید که در ادبیات اقتصادسنجی به تورش جمعی سازی شهرت یافته است. لذا انتظار می‌رود که برآورد الگوهای تجاری به تفکیک گروه‌های مربوطه، نتایج قابل اعتمادتری به لحاظ سیاست‌گذاری حاصل نماید.

اثر دو شاخص با اهمیت از قیمت‌های نسبی که با استفاده از نرخ ارز بازار موازی و نرخ ارز موزون ساخته شده اند روی گروه‌های مختلف کالاهای صادراتی مورد مقایسه قرار می‌گیرند. خواهیم دید که رفتار عرضه‌کنندگان در اقتصاد ایران بر اساس نرخ ارز موزون شکل گرفته و لذا نرخ مذکور تقریباً نزدیکتری برای هزینه فرصت کالاهای صادراتی محسوب می‌شود. بخش دوم به مبانی اقتصادسنجی الگو و تشریح رویکرد ARDL پسران و شین برای تحلیل‌های هم‌انباشتگی<sup>۱</sup> اختصاص می‌یابد. در بخش سوم روند سهم گروه‌های مختلف کالایی را طی دوره نمونه مورد بررسی قرار می‌دهیم. بخش چهارم به تشریح مبانی نظری الگو اختصاص می‌یابد.

الگوهای عرضه صادرات غیر نفتی بلندمدت و کوتاه مدت با انتخاب معیارهای مناسبی برای هریک از متغیرها در گروه‌های مختلف در بخش پنجم مورد برآورد و تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند. هریک از الگوهای با دو تصریح مختلف بر حسب نرخ ارز بازار موازی و نرخ ارز موزون برآورد شده و اهمیت هریک از آنها برای تبیین نوسانات (بلندمدت و کوتاه مدت) جریانهای تجاری تبیین میگردد. (بخش ششم نتیجه‌گیری مباحث فوق را دربر می‌گیرد.)

## ۲ - مصرفی و اقتصاد سلطی الگو

به منظور تحلیل‌های هم‌انباشتی از روش تک معادله‌ای پسران و شین (۱۹۹۸) و پسران و همکاران (۱۹۹۶) استفاده میشود. در روش مذکور برخلاف رویکرد VAR چند متغیره جوهانسن (۱۹۹۸)، هیچ الزامی به  $I^{(1)}$  بودن تمام رگرسورها وجود ندارد به طوری که رگرسورها در معادله هم‌انباشته کننده میتوانند  $I^{(0)}$  نیز باشند. در روش مذکور هر معادله (تجاری) بصورت زیر تصریح میگردد:

(۱)

$$\Phi(L, P)Y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)X_{it} + \delta w_t + u_t$$

$$\Phi(L, P) = 1 - \Phi_1 L - \Phi_2 L^2 - \dots - \Phi_p L^p$$

$$\beta_i(L, s) = \beta_{i0} + \beta_{i1}L + \dots + \beta_{is}L^s$$

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

که در آن  $Y_t$  معیاری از جریان تجاری (گروه کالاهای صادراتی) و  $X_{it}$  عوامل تعیین‌کننده جریانهای تجاری شامل معیارهای قیمت نسبی و درآمدی می‌باشد.  $w_t$  بردار متغیرهای قطعی مانند جمله ثابت، روندهای زمانی و متغیرهای برونزا با وقفه‌های ثابت هستند روش ARDL الگوی (۱) به ازای مقادیر مختلف  $p = 0, 1, \dots, m$  و  $q_i = 1, 2, \dots, m$  و  $i = 1, 2, \dots, k$  به روش OLS مورد برآورد قرار می‌گیرد. در مجموع  $(m+1)^{k+r}$  الگوی ARDL تخمین زده میشوند.  $m$  حداکثر طول وقفه بوده که در این مطالعه به دلیل فصلی بودن داده‌ها، برابر ۴ انتخاب میگردد. به منظور تعیین طول وقفه صحیح برای هر متغیر میتوان معیارهای انتخاب الگو مانند: معیارهای  $AIC^2$ ، اطلاعات آکائیک (aic)، بیزین شوارز (sbc) و  $hqc$  annan-quinn را مورد استفاده قرار داد. در مطالعه حاضر از معیار SBC که بیشترین اهمیت را به

ساده سازی الگو (نسبت به برآزش) می‌دهد استفاده میشود. ضرایب یا کشش‌های بلند مدت مربوط به واکنش  $Y$  به ازای تغییر یک واحد در  $X$  از رابطه زیر محاسبه می‌گردد:

$$\hat{\Theta}_i = \frac{\beta_i (1, q_i)}{\Phi(1, p)}$$

که در آن  $\hat{P}$  و  $q_i$  ( $i=1, \dots, k$ ) مقادیر انتخابی (تخمین زده شده)  $P$  و  $q_i$

میباشند به همین ترتیب تخمین ضرایب بلند مدت مربوط به متغیرهای قطعی یا بیرون زای  $W_t$

از رابطه زیر برآورد می‌گردد:

$$\hat{\psi} = \frac{\delta (p, q_1, q_2, \dots, q_k)}{1 - \hat{\Phi}_1 - \hat{\Phi}_2 - \dots - \hat{\Phi}_p}$$

تخمین خطاهای معیار (مجانبی) برای  $\hat{\Theta}_1, \hat{\Theta}_2, \dots, \hat{\Theta}_k$ ، و همچنین  $\hat{\psi}$  مبتنی بر

روش رگرسیون (Bewley (1979) محاسبه میشوند. تصحیح خطای متناظر با الگوی ARDL

را میتوان بوسیله تبدیل ریاضی رابطه (۱) بر حسب متغیر سطوح و اولین تفاضل به صورت زیر

استخراج کرد:

$$\Delta Y_t = -\Phi(1, p) E C_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_{i0} \Delta X_{it} + \delta \Delta W_t - \sum_{j=1}^{p-1} \Delta y_{t-j} - \sum_{i=1}^k q_i \sum_{j=1}^{p-1} \beta_{ij}^* \Delta X_{i,t-j} + u_t - \Phi_1^*$$

که در آن جمله تصحیح خطا به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$E C_t = y_t - \sum_{i=1}^k \hat{\Theta}_i X_{it} - \hat{\psi} W_t$$

جمله  $\Phi(1, p)$  اهمیت ضریب تصحیح خطا را اندازه گیری میکند. بقیه ضرایب

$\beta_{ij}^*$ ،  $\Phi^*$  نیز به پویایی های کوتاه مدت ناشی از همگرایی الگوبه سمت تعادل بلند مدت

مربوط میشود. معادله کوتاه مدت بصورت زیر نیز تصریح و نتایج آن ارائه میشود:

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^k a_i \Delta X_{it} + a_0 \Delta W_t - \Phi_0 E C_{t-1}$$

q<sub>t-1</sub>

$$a_i = \frac{\sum_{j=0}^{p-1} \beta_{ij}}{p-1}$$

$$1 + \sum_{j=1} \Phi_j^*$$

(۲) که در آن

$$a_i = \frac{\delta}{1 + \sum_{j=1}^{p-1} \Phi_j^*}$$

j=1

$$\Phi_0 = \Phi(1, p)$$

$$1 + \sum_{j=1}^{p-1} \Phi_j^*$$

در واقع تصریح (۲) به عنوان نمایش دیگری از الگوی کوتاه مدت برای تمامی گروه‌های کالایی مورد توجه قرار می‌گیرد. به طور خلاصه در روش ARDL پسران و شین فرآیند تخمین الگو در دو گام انجام میشود. در گام اول وجود هم‌انباشتگی، یعنی وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت، در میان متغیرهای الگوآزمون می‌گردد. در صورت وجود چنین رابطه بلند مدتی جمله باقیمانده حاصل از آن، حتی اگر برخی از متغیرها غیرساکن و انباشته از درجه واحد باشند، ساکن (انباشته<sup>۲</sup> از درجه صفر) خواهد بود. در این صورت تخمینهای سازگار و کارآمدی را میتوان از کَششهای صادراتی نسبت به متغیرهای قیمتی و مقداری به دست آورد.

در این رویکرد به منظور آزمون هم‌انباشتگی (اولین گام) وقفه‌های مرتبه اول سطوح متغیرها در تک معادله ای که برحسب اولین تفاضل به شکل الگوی تصحیح خطا تصریح شده لحاظ میگردد. بدین ترتیب آزمون هم‌انباشتگی منتهی به آزمون اهمیت آماری مشترک ضرایب مربوط به رگرسورهای سطوح براساس آماره F میشود. اما تحت فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی مقادیر بحرانی جداول استاندارد مورد استفاده قرار نمیگیرد مقادیر بحرانی صحیح توسط پسران و همکارانش (۱۹۹۶) محاسبه شده و در جداول مربوط

در بخش‌های بعد مورد استفاده قرار گرفته است. مقادیر بحرانی صحیح به تعداد رگرسورها و شامل شدن متغیر روند یا جمله ثابت در الگوی ARDL بستگی دارد. برای این منظور دو مجموعه مقادیر بحرانی توسط پسران و همکارانش (۱۹۹۶) ارائه میشود. اولین مجموعه مقادیر بحرانی مربوط به حالتی است که تمامی متغیرهای الگوی ARDL انباشته از درجه واحد یا  $I(1)$  باشند. دومین مجموعه مقادیر بحرانی نیز مبتنی بر فرض  $I(0)$  بودن تمامی متغیرهای الگو است که همان مقادیر بحرانی استاندارد میباشند. فاصله میان این دو مقدار بحرانی (حد بالا و پایین) برای حالتی که الگو ترکیبی از متغیرهای  $I(0)$  و  $I(1)$  را شامل میشود بکار میرود. چنانچه مقدار آماره  $F$  خارج از این دامنه فرار گیرد به طور قطعی میتوان در مورد فرضیه هم انباشتگی صرف نظر از  $I(0)$  یا  $I(1)$  بودن متغیرهای الگو نتیجه‌گیری کرد. اما چنانچه مقادیر بحرانی درون این فاصله واقع شوند، نتیجه قطعی در این خصوص امکان پذیر نیست. در واقع طی این مرحله است که نتایج آزمونهای ریشه واحد از اهمیت بیشتری برخوردار خواهد بود.

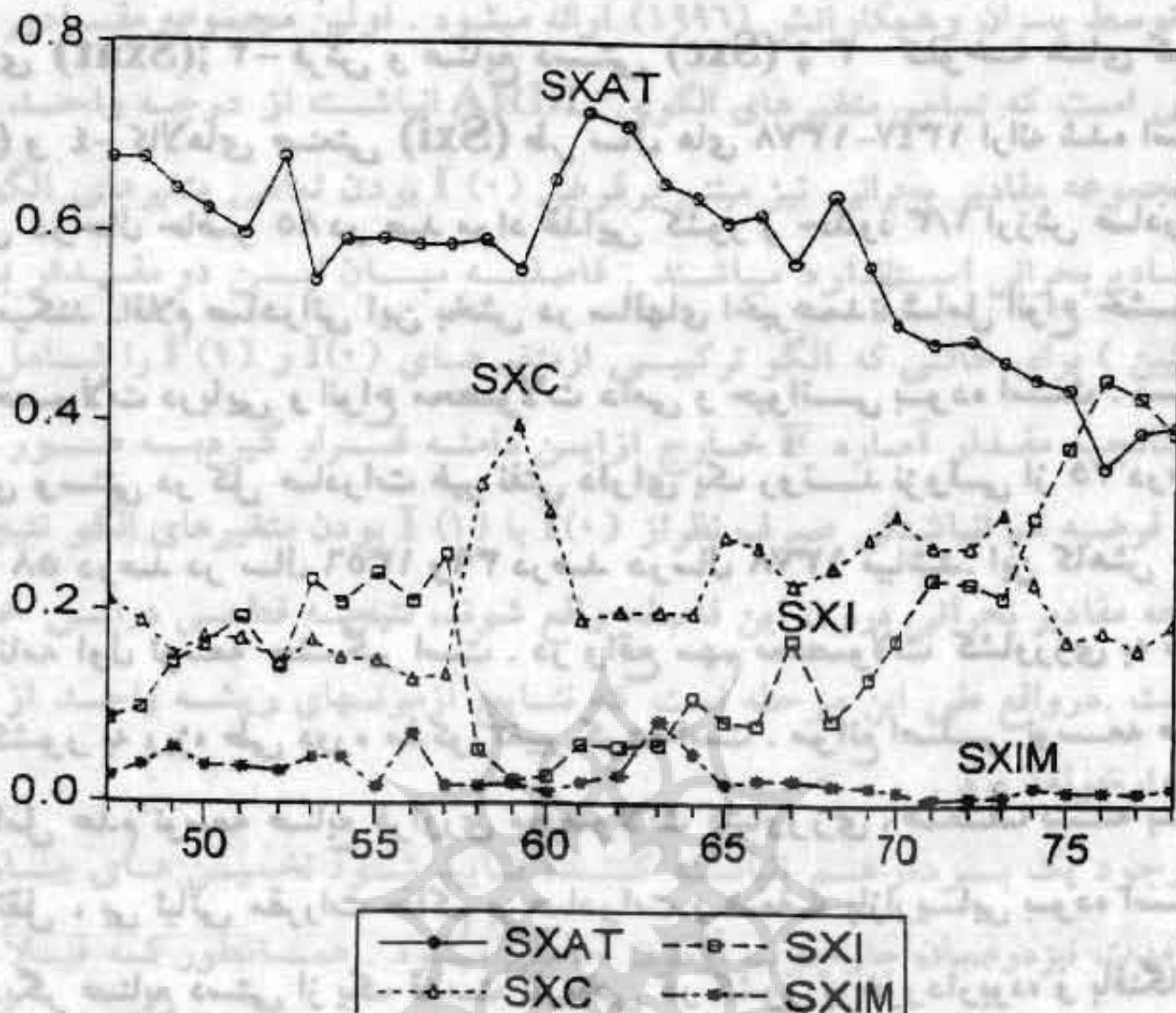
چنانچه وجود یک برآورد هم انباشته کننده تایید شود تخمین‌های سازگار از کشش‌های بلند مدت نیز در همان چارچوب آزمون حاصل میشود. همانطور که قبلاً تشریح شد چنین تخمین‌هایی از یک رگرسیون خود همبسته با وقفه توزیع شده (ARDL) بر حسب سطوح متغیرها به دست می‌آیند. با تعیین وقفه صحیح رگرسورها یعنی اضافه کردن جملات خود همبسته به تعداد کافی به معادله رگرسیون مذکور باید ایجاد اطمینان کرد که جمله باقیمانده بر متغیرهای سمت راست معادله عمود بوده و خود همبستگی باقیمانده‌ها رفع شده است. در این شرایط میتوان از آزمونهای استاندارد برای تعیین اهمیت آماری ضرایب استفاده نمود. با تخمین مجموعه‌ای از کشش‌ها یا ضرایب بلند مدت، درمین گام تجزیه و تحلیل هم انباشتگی الگو سازی پویایی‌های کوتاه مدت است که حصول به رابطه تعادلی بلند مدت مربوطه را تضمین میکند.

همانطور که توسط انگل و گرنجر (۱۹۸۷) نشان داده شده است، وجود یک رابطه تعادلی بلند مدت میان مجموعه‌ای از متغیرها، متضمن حداقل یک معادله تصحیح خطا است که چگونگی تعدیل متغیرهای درون‌زا را برای بازگردان تعادل بلند مدت به نمایش میگذارد. استنباطهای آماری روی ضرایب در گام دوم معتبر بوده و کارایی مجانبی دارند.

### ۳- رول‌درک‌یاب صادرات غیر نفتی به تفکیک بخش‌های مربوطه

در نمودار (۱) سهم صادرات گروه‌های مختلف کالایی شامل: ۱- کالاهای دستی و کشاورزی (Sxat); ۲- فرش و صنایع دستی (Sxc); ۳- کلوخه‌های کانی و فلزی (Sxim) و ۴- کالاهای صنعتی (Sxi) طی سال‌های ۱۳۷۸-۱۳۴۷ ارائه شده است. بخش کشاورزی در حال حاضر ۸۵ درصد مواد غذایی کشور و حدود ۱/۳ ارزش صادرات غیر نفتی را تامین میکند.<sup>۲</sup> اقلام صادراتی این بخش در سالهای اخیر عمدتاً شامل انواع خشکبار، صیفی‌جات، محصولات دریایی و انواع محصولات دامی و حیوانی بوده است. سهم صادرات کشاورزی دستی در کل صادرات غیر نفتی دارای یک روند نزولی از ۷۵ درصد در سال ۱۳۳۸ به ۵۸ درصد در سال ۱۳۵۶ و ۳۹ درصد در سال ۱۳۷۸ می‌باشد. این کاهش خصوصاً با شروع برنامه اول توسعه چشمگیر است. در واقع سهم محصولات کشاورزی به نفع کالاهای صنعتی کشور به ویژه طی دوره مذکور تغییر کرده است. موانع اصلی توسعه صادرات این بخش شامل عدم توسعه صنایع فرآوری محصولات کشاورزی، ضعف بسته بندی، ضعف حمل و نقل، بی‌ثباتی مقررات حاکم بر صادرات و ضعف بازاریابی بوده است. صادرات فرش و دیگر صنایع دستی از یک قدمت تاریخی در کشور برخوردار بوده و بافندگان فرش دستی طی نیم قرن گذشته با عرضه مرغوب این کالا بازار آن را در منطقه و برخی کشورهای اروپایی و ژاپن بدست آورده‌اند. بازارهای بستی برای صادرات محصولات صنایع دستی و فرش شامل آلمان، ایتالیا، سوئیس، فرانسه، انگلیس، ژاپن و بطور غیرمستقیم آمریکا بوده و در سالهای اخیر بازارهای کره جنوبی و مالزی نیز فعال بودند. همچنین کشورهای چین، نپال، ترکیه و افغانستان از رقبای ایران محسوب می‌شوند. بافت فرش حدود ۸۰ درصد ارزش افزوده داشته و ارزش آن برای تامین مواد مورد نیاز کمتر از ۱۰ درصد هزینه کل تولید است.<sup>۴</sup> نوسانات صادراتی این محصول در طی دوره نمونه (که در برخی سالها بسیار شدید بوده) عمدتاً ناشی از بی‌ثباتی سیاستهای تجاری و ارزی دولت می‌باشد. بطور مثال هرچند سهم تجارت فرش بالغو پیمان ارزی در سال ۱۳۷۲ به رقم ۵۰٪ در کل تجارت جهانی فرش رسید، اما در سال ۱۳۷۵ این رقم به دلیل الزام پیمان ارزی، رکود حاکم بر این بازار و تصاحب سهم ایران توسط کشورهای نظیر چین، هندوستان و پاکستان به سطح ۲۰ درصد تقلیل یافت. ضمناً در سال ۱۳۷۸ ارزش صنایع دستی حدود ۱۹ درصد صادرات غیرنفتی را به خود اختصاص داده‌اند.

## نمودار ۱- سهم نسبی گروه‌های مختلف کالاهای صادراتی



سهم بخش معدن (کلوخه های کانی فلزی) در تولید ناخالص داخلی سال ۱۳۷۷ حدود ۳/۵ درصد و در صادرات غیر نفتی کمتر از یک درصد بوده است. ایران از نظر ذخایر معدنی در جهان رتبه دوم را داشته اما نقش آن در تجارت جهانی بسیار ناچیز می باشد. بخش معدن در میان بخشهای تولیدی بیشترین وابستگی را به منابع ارزی دارد. در حال حاضر صادرات این بخش با ارزش افزوده کمتر انجام می پذیرد که صرفاً متحمل هزینه استخراج است. علاوه بر محدودیت منابع ارزی، بی ثباتی مقررات و ضعف قانون معادن از موانع توسعه صادرات این بخش به حساب می آید. بطور مثال در سال ۱۳۷۳ صادرات مواد کانی فلزی به ۵۵ میلیون دلار بالغ گردید اما اتخاذ سیاستهای درون نگریا هدف تنظیم بازار داخلی، به کاهش صادرات این بخش، به حدود ۴۷ میلیون دلار در سال ۱۳۷۵ و به دنبال رکود اقتصاد جهانی به ۴۳ میلیون دلار در سال ۱۳۷۷ منتهی گردید. عامل دیگر در رابطه با عدم موفقیت صادرات محصولات مذکور به ماهیت این کالاها مربوط میشود. در واقع ماهیت این کالاها به گونه ای است که اگر فاصله



مکان تولید از بازارهای جهانی زیاد باشد مزیت نسبی در بعد تولید تحت الشعاع هزینه‌های صدور کالا قرار می‌گیرد. در واقع هزینه بالا و عدم تناسب ناوگان حمل و نقل داخلی با این صنعت و مشکلات تخلیه، بارگیری و حمل و نقل از بندر به مقصد از دیگر عوامل بازدارنده صادرات این کالاها محسوب می‌شود. سهم صادرات صنعتی از یک روند صعودی برخوردار می‌باشد. هرچند این روند در سال ۱۳۵۸ دچار شکست قابل توجهی می‌گردد اما پس از آن خصوصاً با شروع برنامه اول توسعه و استفاده از ظرفیتهای تولیدی و تقویت زیرساختهای صنعتی کشور به سرعت شتاب می‌گیرد. هم اکنون محصولات صنعتی حدود ۵۰ درصد صادرات غیرنفتی را به خود اختصاص داده است. محصولات شیمیایی، مصنوعات فلزی، مواد غذایی و مصالح ساختمانی مهمترین اقلام صادرات صنعتی می‌باشند. در سالهای اخیر کشورهای آلمان، روسیه، ترکیه، امارات متحده عربی، ایتالیا، لیبی و تاجیکستان طرفهای عمده تجاری برای کالاهای صنعتی بوده‌اند. از جمله موانع توسعه صادرات این بخش پایین بودن بهره‌وری دستگاههای صادراتی، کیفیت نازل در عدم شناخت کافی از مزایای نسبی و توان صادراتی کشور، نارسایی سیاستهای حمایتی و تنگناهای ارزی بوده است.

تنوع کالاهای صادراتی ایران نسبتاً محدود بوده بطوریکه در ترکیب صادراتی کشور ۹ دسته از کالاها در مجموع بیش از ۸۵ درصد کل ارزش صادراتی را به خود اختصاص داده است. این موضوع میتواند پیامدهای ناگواری به دنبال داشته باشد. به عنوان نمونه در صورت ورود یک یا چند کشور نظیر آنچه که برای فرش اتفاق افتاد یا بروز تحولات ژنتیکی در بخش کشاورزی نظیر کشت و برداشت پسته در سطحی گسترده در آمریکا لطمات زیادی به بخش صادرات غیرنفتی وارد می‌آید.

برخی از اقلام صادراتی به لحاظ مازاد، نسبت به سطح تقاضای داخلی بادر صورت بازاریابی موفق صادر میشوند که عمدتاً به صورت خام و پردازش نشده و حتی در بسته بندی‌های نامناسب به بازارهای جهانی عرضه می‌گردند. به علاوه برخی از محصولات صادراتی حتی دارای نام تجاری نیستند. کیفیت نسبتاً پایین برخی از محصولات صادراتی و عدم تداوم در ارائه محصولات کیفی باعث ایجاد حس عدم اعتماد در خریداران خارجی شده و ضمن ممانعت از توسعه بازارها، حفظ آنها را نیز با مشکل مواجه ساخته است. تلقی صادرات به عنوان مانده تولید از مصرف داخلی، نابسامانیهای موجود در بازاریابی و کیفیت محصول و توجه به منافع کوتاه

مدت منجر به صدور برخی کالاها با نامرغوب و کاهش کمی و کیفی صادرات در سالهای گذشته شده، بطوریکه صدور بی رویه کالاها با معیوب و غیراستاندارد خصوصاً از بازارچه‌های مرزی لطعات زیادی به اعتبار و حسن شهرت کالاها با صادراتی کشور نموده است. بخش عمده ارزش افزوده حاصل از بسته بندی، توزیع، بازاریابی و حضور در سطح خرده فروشی نصیب شرکتهای خارجی خصوصاً اسپانیایی، فرانسوی، هلندی و ترکیه میشود. بسیاری از کالاها با صادراتی ایران که متأثر از شرایط بازار داخلی و قوانین و مقررات مقطعی، بویژه سیاست تنظیم بازار، قرار داشته اند از بازارهای صادراتی بسیار کم ثبات تری نسبت به اقلام سستی برخوردار بوده اند. صادرکنندگان این بخش دارای بافت سستی و پیچیده ای هستند و از قدرت عمل بالایی در ارتباط با تعیین شرایط و مقررات برخوردارند. تفاوت بسیار زیاد بین قیمت صادراتی با قیمت فروش محصولات نهایی بخش مهمی از ارزش افزوده ای است که میتواند با پیش بینی ساز و کارهای مناسب بدست آید. به علاوه با توجه به نرخ رشد متوسط بالای برخی از این اقلام طی دوره پس از انقلاب اسلامی، نظیر مواد شیمیایی (۴۳) درصد، چدن، آهن و فولاد (۴۴) درصد، در مقایسه با متوسط نرخ رشد مهمترین اقلام سستی که بین ۳ الی ۱۷ درصد بوده بیانگر وجود مزبتهای نسبی و بالقوه در زمینه صدور محصولات صادراتی با ارزش افزوده بالاست.

ترکیب اقلام صادراتی در گذشته عمدتاً مواد خام و محصولات غیرصنعتی بوده است. به همین دلیل متوسط قیمت جهانی آن نیز کاهش قابل توجهی نشان میدهد، بطوریکه از ۱/۴ دلار در سال ۱۳۶۵ به ۰/۴۴ دلار در سال ۱۳۷۵ به ازای هر کیلوگرم تنزل یافته است. با توجه به روند صعودی متوسط قیمت‌های وارداتی باید این نتیجه را گرفت که رابطه تجاری به زیان ایران و به نفع کشورهای طرف تجاری بوده است. مهمترین عامل این روند، تمرکز در صدور چند کالای محدود پردازش نشده و ارزش افزوده پایین میباشد. با توجه به افزایش هزینه های مربوط به بسته بندی، بازاریابی و توزیع در کشورهای پیشرفته، قطعاً فشار زیادی بر قیمت مواد خام اولیه به سمت پایین وارد می آید.

تمرکز صادرات غیر نفتی روی تعداد محدودی از کشورهای طرف قرارداد نیز، آسیب‌پذیری اقتصاد کشور را نسبت به شرایط اقتصادی شرکای تجاری افزایش داده است. در حال حاضر طرفهای تجاری ایران شامل کشورهای حوزه خلیج فارس، آلمان ایتالیا و کشورهای

شرق آسیا هستند. نوسانات اقتصادی این کشورها عامل مهمی در تصمیمات صادراتی با حساب می‌آیند. طی سال ۱۳۷۵ سهم ۵ کشور آلمان، امارات متحده عربی، ایتالیا، ترکیه و سوئیس از صادرات غیر نفتی ایران بیش از ۵۵ درصد بوده است. در ارتباط با گروه کشورهای طرف قرار داد حجم صادرات به کشورهای عضو بازار مشترک اروپا بیش از ۴۰ درصد می‌باشد این سهم در رابطه با کشورهای اکو بسیار کمتر و معادل ۲۳/۳ درصد است.

#### ۴- الگوی نظری صادرات غیرنفتی

در این بخش رفتار صادرات غیرنفتی برای چهار گروه عمده: ۱- کالاهای دستی و کشاورزی (xat) ۲- فرش و صنایع دستی (xc) ۳- کلوخه‌های کانی و فلزی (xim) ۴- کالاهای صنعتی (xi) الگوسازی میشوند. هرچند که هنوز مبانی نظری عرضه صادرات به لحاظ بنیادهای آن در اقتصاد خرد بحث انگیز بوده، اما حداقل در خصوص تصریح تجریم توابع عرضه و تقاضای صادرات اتفاق نظری عمومی وجود داشته است.<sup>۱</sup>

رویکرد استاندارد برای تصریح و برآورد معاملات تجارت خارجی الگوی جانشین غیرکامل است که در آن صادرات جانشین کاملی برای کالاهای داخلی نمی‌باشد. در این الگو فرض میشود که تقاضای صادرات ارتباط مثبت با فعالیت اقتصادی و ارتباط معکوس با قیمت نسبی (قیمت در کشور صادرکننده نسبت به قیمت جانشینهای خارجی) دارد. همچنین عرضه صادرات نیز تابعی مثبت از قیمت صادرات و ظرفیت تولید و تابعی منفی از قیمت عوامل تولید در نظر گرفته میشود. معادلات عرضه و تقاضای صادرات باید بطور همزمان برآورد گردد؛ زیرا ارتباط میان قیمت و مقدار صادرات حداقل در تئوری همزمان میباشد. با این وجود در برخی از مطالعات تجربی صادرات، تابع تقاضای صادرات بر این فرض که کشش قیمتی عرضه صادرات نامحدود است، از روش تک معادله‌ای تخمین زده می‌شود. در برخی مطالعات نیز با این فرض که یک کشور در حال توسعه (کوچک) گیرنده قیمت بوده و بابت تقاضای خارجی با کشش نامحدود برای محصولات صادراتی مواجه است توابع عرضه صادرات مستقل از توابع تقاضای صادرات تصریح و مورد برآورد قرار می‌گیرند. در این حالت تغییرات تقاضای خارجی صادرات تنها از طریق تغییر در قیمت‌های جهانی تأثیر می‌پذیرد. در این مطالعه با توجه به نتایج حاصله از مطالعه ابریشمی (۱۳۸۰) فرض می‌کنیم صادرکنندگان ایرانی گیرنده قیمت در بازارهای

جهانی هستند. به عبارت دیگر صادرات ایران در یک بازار نسبتاً رقابتی به فروش میرسد، لذا تنها الگوسازی عرضه صادرات را مورد توجه قرار میدهیم. به علاوه برآورد همزمان عرضه و تقاضای صادرات نتایج رضایتبخشی بر حسب علامت، اندازه و اهمیت آماری ضرایب (به ویژه برای تقاضای صادرات) حاصل نمی‌کند.

جذب یا تقاضای داخلی برای کالاهای صادراتی یکی از مهمترین متغیرهایی است که در این مطالعه تاثیر آنرا بر عرضه صادرات مورد توجه قرار میدهیم. با این حال در بسیاری از مطالعات تجربی تاثیر این متغیر در تابع عرضه صادرات لحاظ نشده است، زیرا عموماً فرض میشود که برای بسیاری از کالاهای صادراتی خصوصاً محصولات اولیه در کشورهای در حال توسعه تقاضای داخلی کمی وجود دارد یا آنکه در یک اقتصاد کاملاً رقابتی بسیاری از عواملی که بر تقاضا (و عرضه) داخلی تاثیر میگذارند اثرشان توسط قیمت نسبی بطور کامل کنترل میشود.<sup>۷</sup> اما هنوز به لحاظ تجربی و نظری بحث میشود که تقاضای داخلی میتواند اثرات مستقل و با اهمیتی بر عرضه صادرات داشته باشد. بطور سستی اینطور استدلال شده است که تقاضای داخلی رقیب اصلی صادرات برای منابع تولیدی است. با افزایش تقاضای داخلی سوددهی فروش کالا در بازارهای داخلی بیشتر از بازارهای خارجی خواهد بود. حرکات قیمتهای نسبی قادر نیستند اثرات سودآوری ناشی از افزایش تقاضا را بطور کامل تسخیر کنند. این موضوع را میتوان به چسبندگیهای قیمتی، شرایط انحصاری بازارها، خطرات بیشتر صادرات نسبت به فروش داخل، حجم خریدهای بزرگتر توسط مصرف کنندگان داخلی و نظایر آن مربوط دانست. بدین ترتیب انتظار میرود با افزایش درآمد یا تقاضای داخلی، منابع اختصاص یافته برای تولید صادرات و مقدار کالاهای عرضه شده به بازارهای صادراتی کاهش یابد. شواهد تجربی موجود حاکی از آن است که در کشورهای صنعتی طی دوره های رونق اقتصادی مقدار صادرات کاهش و قیمت صادرات افزایش یافته است.<sup>۸</sup> در نگرش دیگری نیز اینطور استدلال میشود که تقاضای داخلی هزینه های متوسط تولید را کاهش داده و منجر به پیشرفت فنی میگردد. در چنین شرایطی امکان رقابت صادر کنندگان با تولید کنندگان خارجی افزایش می یابد.<sup>۹</sup>

در اقتصادی که مداخله های دولتی گسترده ای وجود دارد عوامل تاثیر گذار بر عرضه و تقاضا تنها توسط رویکردی که نسبت به صادرات به عنوان یک فعالیت باقیمانده حاکم

بوده (رویکرد مازاد قابل صدور) نشان می‌دهد که احتمالاً "موقعیت تقاضای داخلی نسبت به نوسانات قیمت‌های نسبی تأثیر به مراتب قدرتمندتری بر عملکرد صادرات در داخل و خارج داشته است، زیرا کالاهای صادراتی میتواند بطور مستقیم یا غیرمستقیم به مصرف داخلی برسد. بطور مشابه، از تغییر جهت‌گیریهای سیاستهای دولت در سالهای اخیر برای کاهش موانع صادراتی انتظار میرود که اثرات با اهمیتی در نرخ رشد صادرات غیرنفتی داشته باشد. تأثیر نوسانات نرخ ارز بر تجارت خارجی نیز در ادبیات اخیر مورد توجه روزافزونی قرار گرفته است. در واقع از اواخر دهه ۱۹۷۰ که مشخص شد رژیم ارزی شناور منجر به نوسانات بیشتر نرخ ارز میگردد؛ اثر این نوسانات بر حجم تجارت بین الملل توجه بسیاری از اقتصاد دانان را به خود جلب کرد. اثری که بی اطمینانی نرخ ارز بر فعالیت‌های حقیقی مانند تجارت خارجی دارد در انتخاب و هدایت نظام ارزی نیز به لحاظ سیاستگذاری از اهمیت زیادی برخوردار است. از دیدگاه تجربی و نظری تأثیر بی اطمینانی نرخ ارز بر تجارت بین الملل مشخص نیست. از یک طرف عده ای استدلال میکنند که نوسانات بیشتر نرخ ارز با ایجاد بی اطمینانی نسبت به سودهای آتی حاصل از صادرات اثر منفی بر تجارت خارجی میگذارد. هر چند با استفاده از بازارهای سلف و مدیریت زمانبندی دریافتها و پرداختها میتوان بی اطمینانی را کاهش داد اما این اثرات در بلندمدت به دلیل آنکه جریان دریافتها و پرداختها به طور صحیح قابل پیش بینی نیستند و سرمایه گذاریها از قبل انجام شده اند کاملاً حذف نمیشود. در بلند مدت نوسانات نرخ ارز تجارت را بطور غیرمستقیم با تغییر تصمیمات سرمایه گذاری متأثر میسازد. مطابق این بحث صادرکنندگان ریسک گریز بوده و مصونیت در برابر ریسک (Hedging) پرهزینه یا غیرممکن میباشد. اما در برخی دیگر از تئوریه‌ها تأثیر بی اطمینانی نرخ ارز بر حجم تجارت مشخص نبوده و در الگوی ریسک گریزی به درجه ریسک گریزی صادرکنندگان بستگی دارد. (Grauwe (1988) نشان میدهد که تسلط اثرات درآمدی بر اثرات جانشینی منجر به ارتباط مثبت میان تجارت و نوسانات نرخ ارز میگردد. مطابق الگوی اثرات بی اطمینانی نرخ ارز بر صادرات بستگی به درجه ریسک گریزی دارد. ریسک صادرکننده بسیار ریسک گریز که نگران کاهش درآمدهایش است ممکن است با افزایش ریسک، صادراتش را افزایش دهد. از طرف دیگر فردی با درجه پایینتر ریسک گریزی، دغدغه شرایط نامطلوب را کمتر داشته و ممکن است به هنگام افزایش ریسک صادرات را کاهش دهد. Froot &

Klempe(1987) نیز نشان می‌دهند که تاثیر بی اطمینانی نرخ ارز بر حجم تجارت در یک بازار انحصاری چند جانبه مبتنی بر اهمیت سهم بازار میتواند مثبت یا منفی باشد. مطالعات تجربی نیز شواهد متضادی در خصوص اثر نوسانات نرخ ارز بر جریانهای تجاری به دست داده اند. بطور مثال مطالعات Arize (1987), De Bellefroid (1987), De Grauwe (1988), (1995) این فرضیه را که ریسک نرخ ارز اثر منفی بر جریانهای تجاری دارد تایید میکنند، در مقابل مطالعات دیگری مانند (1991), Asseery & Peel (1991), Gotur (1985), Hooper & Kohihagen اثرات کاهشی نوسانات نرخ ارز بر تجارت را مورد تایید قرار نمیدهند.

به پیروی از ادبیات تجربی موجود در این مطالعه عرضه صادرات در گروههای مختلف کالایی به عنوان تابعی مثبت از قیمت نسبی صادرات و ظرفیت تولیدی و همچنین تابعی منفی از جذب یا تقاضای داخلی و نوسانات نرخ ارز به صورت زیر تصریح میشود:

$$X_{it} = \beta_0 + \beta_1 rpx_{it} + \beta_2 k_{it} + \beta_3 c_i + \beta_4 \delta_i + ecm(x-x^*) \quad i=1,2,3,4 \quad (1)$$

که در آن  $x_i$  صادرات غیر نفتی برای گروه کالایی  $i$  ام میباشد (چهار گروه کالایی مختلف شامل کالاهای سستی و کشاورزی، مواد کانی فلزی، فرش و صنایع دستی و کالاهای صنعتی است)،  $rpx$  قیمت نسبی صادرات،  $k_i$  معیار ظرفیت تولیدی برای گروه کالایی  $i$  ام،  $c_i$  معیار تقاضا یا جذب داخلی گروه  $i$  ام و  $\delta$  معیار نوسانات نرخ ارز میباشد. تمامی متغیرها به استثناء  $\delta$  لگاریتمی هستند. لذا  $\beta_1$  و  $\beta_2$  کسشهای قیمت و ظرفیت بوده و انتظار میرود که دارای علامت مثبت باشند. و  $\beta_3$  کسش عرضه صادرات نسبت به تقاضای داخلی بوده که فرض میشود دارای علامت منفی است.

همانطور که ملاحظه میگردد تابع عرضه صادرات مستقل از تقاضای آن تصریح میشود (۱۳۸۰) نشان داده شده، فرض گیرنده قیمت در بازارهای جهانی یک تقریب نزدیک از شرایط بازار کالاهای صادراتی ایران میباشد. در واقع جانشینهای بسیار نزدیکی برای کالاهای صادراتی در بازارهای بین المللی وجود دارد، بطوریکه میتوان فرض کرد صادرکنندگان کالاهای خود را در یک بازار نسبتاً رقابتی عرضه میکنند. در هر صورت هرگونه تلاشی برای تخمین توابع

عرضه و تقاضای صادرات نتایج رضایت بخشی به ویژه در مورد تقاضای صادرات حاصل نمی‌نمایند.

متغیر  $gpx$  شاخص قیمت محصولات صادراتی به هزینه تولید داخلی است. با افزایش قیمت نسبی سودآوری محصولات صادراتی و در نتیجه عرضه صادرات افزایش می‌یابد. ضمناً آنجایی که قیمت صادرات و هزینه‌های تولید معمولاً همراه با یکدیگر تغییر می‌کنند، به منظور اجتناب از هم خطی، از نسبت قیمت به هزینه تولید ( $gpx$ ) برای کنترل اثرکاهش جانشینی میان صادرات و کالاهای غیرقابل تجارت استفاده شده است.

در مطالعات تجربی از شاخصهای قیمتی مختلفی (مانند نرخ ارزش حقیقی، هزینه‌های نسبی واحد نیروی کار ارزش هر واحد صادرات بر حسب دلار و نظایر آن) استفاده شده است.<sup>۱۱</sup> معمولاً بر اساس نتایج تجربی (یعنی شاخصی که بهترین برآزش را حاصل کرده) انتخاب در میان قیمت‌های نسبی انجام میشود. در این مطالعه نیز رویه مذکور دنبال شده است. به هنگام برآورد تابع عرضه صادرات برای گروه‌های مختلف کالایی دو تصریح مورد توجه قرار میگیرد. در تصریح اول از نرخ ارز بازار موازی ( $be$ ) و در تصریح دوم از نرخ ارز موزون ( $we$ ) برای ساختن شاخص قیمت نسبی صادرات استفاده میشود.

قیمت نسبی صادرات زمانی که متغیرها به صورت لگاریتمی هستند بصورت  $gpx = e + p^* - w$  تعریف میگردد که در آن  $e$  نرخ ارز  $p^*$  شاخص قیمت صادرات جهانی و  $w$  شاخص هزینه‌های داخلی است. برای تمامی چهار گروه کالاهای صادراتی در تصریح اول به جای  $e$  نرخ ارز بازار موازی ( $gpx_1 = be + p^* - w$ ) و در تصریح دوم نرخ ارز موزون ( $gpx_2 = we + p^* - w$ ) را بکار میبریم. نرخ ارز موزون همراهی نزدیکتری با شاخص قیمت کالاهای صادراتی (که از نسبت ارزش دلاری صادرات به ارزش ریالی آن بدست می‌آید) داشته است.<sup>۱۲</sup>

برای اندازه‌گیری هزینه تولید ( $w$ ) نیز شاخص دستمزد را مورد استفاده قرار میدهیم. در گروه کالاهای سنتی و کشاورزی و همچنین فرش و صنایع دستی شاخص دستمزد کارگزاران ساده ساختمانی و در گروه مواد کانی و فلزی و کالاهای صنعتی شاخص دستمزد کارگاه‌های بزرگ صنعتی که برای بهره‌وری تعدیل شده است رابه کار میبریم.<sup>۱۳</sup> زیرا انتظار میرود رشد دستمزد ناشی از بهره‌وری نیروی کار اثرات منفی بر تولید و صادرات نداشته باشد.

نکته: در این مطالعه از شاخص قیمت تولیدکننده برای شاخص قیمت صادرات استفاده شده است. این شاخص قیمت تولیدکننده از شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) متمایز است. شاخص قیمت تولیدکننده تغییرات قیمت‌ها را از دیدگاه تولیدکنندگان نشان میدهد. در حالی که شاخص قیمت مصرف‌کننده تغییرات قیمت‌ها را از دیدگاه مصرف‌کنندگان نشان میدهد.

K ظرفیت تولیدی در بخش کالاهای قابل تجارت است. با افزایش ظرفیت تولیدی (k) و در نتیجه انتقال تابع عرضه، صادرات نیز افزایش می‌یابد. انتظار می‌رود که سرمایه‌گذاری در توسعه ظرفیت صادراتی منجر به تحریک صادرات گردد. اندازه و اهمیت آماری ضریب k فرضیه مذکور را آزمون مینماید. برای اندازه‌گیری ظرفیت تولیدی معیارهای مختلفی در ادبیات تجربی (مانند موجودی سرمایه، مؤلفه روند تولید یا درآمد و ارزش افزوده) مورد استفاده قرار گرفته است. در این مطالعه از ارزش افزوده بخش کشاورزی به عنوان معیاری از ظرفیت تولیدی در گروه کالاهای سنتی و کشاورزی و همچنین فرش و صنایع دستی استفاده می‌شود. برای دو گروه کالاهای صنعتی و کلوخه‌های کانی و فلزی نیز شاخص تولید در کارگاه‌های بزرگ صنعتی به عنوان معیار ظرفیت تولیدی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

متغیر تقاضای داخلی (c) در معادله عرضه صادرات، رویکرد مازاد قابل صدور (exportable surplus approach) را منعکس می‌سازد. در رابطه با معیار اثرات جذب کشورهای هر دو گروه کالاهای مصرفی و تولیدی را صادر می‌کنند. معمولاً GDP حقیقی به عنوان جذب بکار می‌رود، زیرا تقاضای داخلی برای کالاهای مصرفی و سرمایه‌گذاری منجر به انحراف عرضه این کالاها از صادرات به بازارهای داخلی می‌گردد. در این مطالعه نیز برای دو گروه کالاهای صنعتی و مواد معدنی و فلزی متغیر تقاضای حقیقی داخلی (مجموع تولید غیر نفتی و واردات) به عنوان معیار جذب (c) استفاده می‌گردد. اما از آنجایی که بخش عمده گروه کالاهای سنتی و کشاورزی و همچنین گروه فرش و صنایع دستی در داخل به مقاصد مصرفی اختصاص می‌یابد لذا مصرف حقیقی کل به عنوان متغیر مقیاس مناسب برای (c) انتخاب می‌شود.

در ادبیات تجربی شاخص‌های متفاوتی برای اندازه‌گیری اثرات بی‌اطمینانی قیمت یاریسک صادرکنندگان در تجارت خارجی (مانند متوسط تغییرات مطلق، انحرافات معیار و انحراف از روند نرخ ارز) مورد استفاده قرار گرفته است. متداولترین معیار در این خصوص انحراف معیار شرطی درصد تغییرات نرخ ارز حقیقی می‌باشد.<sup>۱۴</sup> مطابق معیار مذکور چنانچه نرخ ارز حقیقی ثابت بوده یا یک روند قطعی را دنبال کند بی‌اطمینانی نرخ ارز صفر است. لذا چنانچه سیاست‌های مبتنی بر کاهش (یا افزایش) ارزش پول با یک نرخ ثابت از نظر آحاد اقتصادی معتبر تلقی شود اثری بر حجم صادرات نخواهد داشت. خاصیت دیگر معیار مذکور آن



است که در آن وزن بیشتری به مشاهدات غیرعادی داده میشود. این موضوع به ویژه زمانی که بنگاه‌های داخلی ریسک‌گریز بوده و نرخ ارز حقیقی دچار بی‌ثباتی‌های شدیدی است اهمیت بیشتری برخوردار می‌باشد. در این مطالعه از انحراف معیار غیر شرطی درصد تغییرات نرخ ارز حقیقی برای اندازه‌گیری اثرات بی‌اطمینانی نرخ ارز (بازار موازی) بر صادرات استفاده میشود. در ادامه نتایج حاصل از برآورد معادله عرضه صادرات را به ترتیب برای چهار گروه کالاهای سنتی و کشاورزی ( $x_{at}$ )، فرش و صنایع دستی ( $x_c$ )، مواد کانی و فلزی ( $x_m$ ) و کالاهای صنعتی ( $x_i$ ) مورد تجزیه و تحلیل قرار میدهیم.

## ۵- برآورد الگوهای عرضه صادرات

### ۵-۱- برآورد الگوی عرضه صادرات محصولات کشاورزی و سنتی

در این قسمت معادله عرضه صادرات (۱) را برای محصولات کشاورزی و سنتی ( $x_{at}$ ) مورد برآورد قرار میدهیم. همانطور که قبلاً اشاره شد دو شاخص قیمتی مختلف را به جای  $px$  استفاده مینماییم. این دو شاخص عبارتند از:

$$px_1 = be + p^* - w$$

$$px_2 = we + p^* - w$$

$px_1$  بر حسب نرخ ارز بازار موازی ( $be$ ) و  $px_2$  بر حسب نرخ ارز موزون ( $we$ )

تعریف شده است.  $p^*$  شاخص قیمت صادرات جهانی و  $w$  دستمزد کارگران ساده ساختار (به عنوان معیاری از هزینه تولید) می‌باشند. لذا در تصریح مختلف را برای عرضه صادرات محصولات کشاورزی و سنتی مبنی بر دو معیار  $px_1$  و  $px_2$  مورد توجه قرار میدهیم. بدین ترتیب بر اساس نتایج حاصل از برآورد قادریم در خصوص اهمیت نرخ ارز بازار موازی و نرخ ارز موزن در پیش‌بینی رفتار صادرات محصولات کشاورزی و سنتی قضاوت کنیم.

ارزش افزوده بخش کشاورزی به عنوان معیاری از ظرفیت تولیدی ( $k$ ) هزینه‌های مصرف حقیقی داخلی نیز به عنوان معیاری از تقاضای جذب داخلی ( $c$ ) استفاده قرار می‌گیرند. بی‌اطمینانی نرخ ارز  $\delta$  نیز برای تمامی گروه‌ها با انحراف معیار غیر شرم درصد تغییرات نرخ ارز حقیقی اندازه‌گیری میشود (کلیه متغیرها به استثنای  $\delta$  لگاریتمی هستند). نتایج آزمونهای ریشه واحد، برای متغیرهای الگوی صادرات کشاورزی و سنتی در جدول (۱) ارائه شده‌اند. این آزمونها نشان میدهند که متغیرهای صادرات محصولات کشاورزی

( $xat$ )، مصرف داخلی (c) و انحراف معیار نرخ ارز  $\delta$  غیر ساکن و حاوی یک ریشه هستند. به عبارت دیگر متغیرهای مذکور تحت تاثیر تکانه های دائمی قرار داشته اند. مقابله ارزش افزوده بخش کشاورزی (k) ساکن در روند بوده یا حاوی مؤلفه های دائمی نمی باشد.

بر اساس اطلاعات مذکور نتایج آزمونهای هم انباشتگی در بخش (A) جدول (۲) ارائه اند. مطابق نتایج حاصله رابطه بلندمدت میان متغیرها زمانی که قیمت نسبی بر حسب نرخ موزون ( $rpx_2$ ) ساخته شده با قاطعیت پذیرفته میشود (آماره های  $f$  بزرگتر از مقادیر نی جدول میباشند). اما زمانی که الگو بر حسب نرخ ارز بازار موازی (یعنی قیمت نسبی  $rpx_1$ ) تصریح میگردد، آماره  $f$  بطور قابل توجهی کاهش یافته بطوریکه فرضیه هم انباشتگی رد میشود. لذا صادرات محصولات کشاورزی و سنتی با نرخ ارز موزون روند رکی را دارند. به علاوه همانطور که خواهیم دید برآورد معادله عرضه صادرات زمانی که بر حسب نرخ ارز بازار موازی ( $rpx_1$ ) تصریح میشود نتایج رضایتبخشی را حاصل نمیکند.

جدول ۱- آزمونهای ریشه واحد برای متغیرهای الگوی عرضه صادرات محصولات کشاورزی و سنتی ( $xat$ ) و فرش و صنایع دستی ( $xc$ )

نام متغیر	ADF* باروند	ADF* بدون روند
Xat	-۲/۷۹۰	-۲/۳۱۴
Xc	-۲/۸۲۶	-۱/۹۸۳
Rpx <sub>1</sub>	-۱/۹۸۷	-۱/۲۲۶
Rpx <sub>2</sub>	-۲/۵۸۲	-۱/۷۵۰
K	-۴/۴۲۲	-۱/۲۴۱
C	-۳/۳۸۱	-۲/۸۴۵
$\delta$	-۲/۲۰۴	-۲/۲۹۶

\*مقدار بحرانی ۹۵٪ برای آماره ADF بدون روند  $-۲/۸۸$  و برای آماره ADF باروند  $-۳/۴۵$

میباشد. طول وقفه بهینه بر اساس معیار اطلاعات آکائیک انتخاب شده است.

نتایج برآورد ضرایب بلند مدت در بخش (B) جدول (۲) ارائه شده اند. انتخاب طول بهینه بر اساس معیار بیزین شوارز یک الگوی  $ARDL(۲,۰,۰,۰)$  را برای هر دو تصریح

(برحسب  $RPX_1$  و  $RPX_2$ ) پیشنهاد میکند. لذا وقفه هیچ یک از رگرسورها در الگوی عرضه صادرات لحاظ نمیشود. این نتیجه واکنش سریع صادرات محصولات کشاورزی و سنتی را به محرکهای قیمتی ( $RPX$ ) و مقداری ( $k, c, \delta$ ) نشان میدهد.

مطابق نتایج حاصله در جدول مذکور معادله عرضه صادرات در تصریح اول (مبتنی بر نرخ ارز بازار موازی با  $RPX_1$ ) با محدودیتهای بیشتری برای پیش بینی رفتار بلند مدت  $xat$  نسبت به تصریح دوم (مبتنی بر نرخ ارز موازی یا  $RPX_2$ ) مواجه است. در تصریح اول نرخ ارز بازار موازی در معادله عرضه صادرات معنادار نمیباشد. به علاوه علامت این ضریب نیز نادرست (منفی) است. اما تصریح معادله صادرات محصولات کشاورزی و سنتی برحسب نرخ ارز موزون (تصریح دوم) با توجه به اندازه و اهمیت آماری ضرایب رضایت بخشتر از تصریح این معادله برحسب نرخ ارز بازار موازی (تصریح اول) است. در تصریح دوم کلیه ضرایب علامت مورد انتظار را دارند. علامت ضریب قیمت نسبی ( $RPX_2$ ) صحیح و معنادار میباشد. هرچند این ضریب کمتر از واحد برآورد شده، اما تفاوت آن از واحد معنادار نیست. لذا انگیزه‌های قیمتی، اثرات با اهمیتی بر صادرات محصولات کشاورزی و سنتی داشته اند.

ضریب متغیرهای ظرفیت تولید ( $k$ ) و جذب داخلی نیز معنادار و بزرگتر از واحد برآورد میشوند (هرچند که این ضرایب نیز تفاوت معناداری از واحد ندارند). در این میان تنها ضریب بی اطمینانی نرخ ارز  $\delta$  در معادله عرضه صادرات معنادار نیست. چنانچه متغیر نرخ ارز بازار موازی در صادرات این محصولات نامربوط تلقی شود نتیجه مذکور دور از انتظار نمیشود، به عبارت دیگر با توجه به اهمیت پایین نرخ ارز بازار موازی در معادله عرضه صادرات معنادار نبودن انحراف معیار آن نیز در این معادله با انتظارات ما سازگار است.

بنابراین تمامی متغیرها به استثناء  $\delta$  نقش مهمی در صادرات محصولات کشاورزی ایفا کرده اند. اما در این میان ظرفیت تولیدی، بازار داخلی و قیمت نسبی به ترتیب از بیشترین اهمیت، براساس اندازه ضرایب مربوطه در نوسانات صادرات محصولات کشاورزی و سنتی برخوردار بوده اند. با توجه به اندازه و اهمیت آماری بالای ضرایب ظرفیت تولیدی و جذب داخلی، رویکرد مازاد قابل صدور برای توضیح رفتار صادرات محصولات کشاورزی و سنتی با تلقی آن به عنوان یک فعالیت باقیمانده در اقتصاد ایران پذیرفته میشود.

به علاوه، مقایسه دو تصریح عرضه صادرات بر حسب  $RPX_1$  و  $RPX_2$  نشان می‌دهد که نرخ ارز موزون، مزینه فرصت واقعی برای صادرکنندگان محصولات کشاورزی (در طول دوره نمونه) بوده است. به عبارت دیگر نرخ ارز بازار موازی قادر نیست رفتار صادرات (بلند مدت) را به نحو رضایت بخشی توضیح دهد.

جدول ۲- معادله عرضه صادرات کشاورزی و سنتی - آزمون هم‌انباشتی و تخمین ضرایب بلند مدت و کوتاه مدت

<b>(A) آزمون هم‌انباشتی پسران و شین</b>					
آماره $F$ مبنی بر تصریح		آماره $F$ مبنی بر تصریح		مقدار بحرانی ۹۵٪	
الگو با $RPX_1$		الگو با $RPX_2$			
(حد بالا)					
الگو بدون روند زمانی		۵/۷۳		۴/۰۸۹	
الگو با روند زمانی		۳/۷۶		۴/۶۶۷	
الگو بدون روند زمانی		۵/۸۱			
الگو با روند زمانی		۳/۹۱			
<b>(B) ضرایب بلند مدت بر اساس الگوی <math>ARDL(0,0,0,2)</math></b>					
متغیر وابسته: (لگاریتم) صادرات محصولات کشاورزی و سنتی ( $x_{at}$ )					
	$R_{px_1}$	$R_{px_2}$	$k$	$C$	$\delta$
<b>(b.1)</b>	-۰/۹۱۳ (/۸۵۳)	—	۴/۱۹۵ (/۹۷۹)	-۳/۳۹۴ (/۴۳۵)	٪۶۹۹ (۲/۷۲۰)
<b>(b.2)</b>	—	٪۸۵۱ (/۲۸۷)	۱/۸۳۴ (/۶۳۳)	-۱/۷۷ (/۶۴۱)	-۱/۷۴ (/۶۴۱)
<b>(C) نمایش تصحیح خطا</b>					
متغیر وابسته: تفاضل مرتبه اول (لگاریتم) صادرات محصولات کشاورزی و سنتی ( $\Delta x_{at}$ )					
$\Delta x_{at}(-1)$	$\Delta r_{px_2}$	$\Delta k$	$\Delta c$	$\Delta \delta$	$ecm(-1)$
۰/۳۱۶ (۰/۱۰۹)	۰/۳۵۴ (۰/۱۸۷)	۰/۷۶۳ (۰/۳۱۴)	-۰/۷۳۶ (۰/۳۱۱)	-۰/۷۲۳ (۰/۵۷۱)	-۰/۴۱۶ (۰/۱۳۰)
برآورد ضرایب کوتاه مدت					
$\Delta x_{at} = ۰/۲۶۹ \Delta r_{px_2} + ۰/۵۸۰ \Delta k - ۰/۵۵۹ \Delta c - ۰/۵۴۹ \Delta \delta - ۰/۳۱۲ ecm(-1)$					

توضیحات: اعداد داخل پرانتز انحراف معیار میباشند.

بخش (c) جدول (۲) نتایج حاصل از برآورد ضرایب الگوی تصحیح خطا و ضرایب کوتاه مدت حاصل از الگوی ARDL را بر اساس تصریح دوم نشان می‌دهد. در معادله کوتاه مدت مربوط به تصریح دوم نیز کلیه ضرایب به استثناء ضریب بی اطمینانی نرخ ارز معنادار بوده و علامت مورد انتظار را دارند. ضرایب کوتاه مدت در تمامی موارد کمتر از بلند مدت برآورد میشوند. با این حال برآورد ضریب تعدیل نسبتاً بالا بوده که نشان می‌دهد بیش از حدود ۴۰ درصد تعدیل صادرات محصول کشاورزی وستی به سمت مقدار تعادلی آن در همان فصل اول صورت می‌گیرد. لذا سرعت تعدیل صادرات کالاهای مذکور به سمت مقدار تعادلی آن نسبتاً سریع می‌باشد. ضمناً نتایج حاصل از برآورد معادله تصحیح خطای عرضه صادرات بر حسب آزمونهای تشخیص وثبات پارامترها رضایت بخش هستند، اما هنگامی که معادله کوتاه مدت عرضه صادرات با استفاده از نرخ ارز بازار موازی (بسا قیمت نسبی  $rp_{x1}$ ) برآورد میشود دچار مشکلات خطای تصریح بیشتری میگردد (نتایج ارائه نشده اند).

#### ۵-۲- برآورد الگوی عرضه صادرات فرش و صنایع دستی

در این بخش معادله عرضه صادرات فرش (xc) و صنایع دستی رابتنی بر الگوی (۱) مورد برآورد قرار می‌دهیم. شاخص قیمت نسبی  $rp_x$  همانند الگوی عرضه صادرات محصولات کشاورزی و ستنی (xat) ساخته میشود. لذا برای محاسبه  $rp_x$  یعنی نسبت قیمت صادراتی به هزینه تولید از شاخص دستمزد کارگران ساده ساختمانی به عنوان جایگزینی برای هزینه تولید استفاده میگردد. معادله عرضه (بلند مدت) صادرات همانند سایر گروهها با دو تصریح مختلف برآورد میشود. در تصریح اول از نرخ ارز بازار موازی (be) برای محاسبه قیمت نسبی  $(rp_{x1} = be + p^* - w)$  و در تصریح دوم از نرخ ارز موزون صادراتی (we) برای محاسبه شاخص مذکور  $(rp_{x2} = we + p^* - w)$  استفاده میشود. ارزش افزوده بخش کشاورزی به عنوان شاخصی از ظرفیت تولید (k) یا پتانسیل بخش روستایی برای تولید صنایع دستی و فرش در معادله عرضه صادرات این محصولات لحاظ شده است. جذب یا تقاضای داخلی نیز همانند الگوی عرضه صادرات محصولات کشاورزی وستی با مصرف حقیقی کل اندازه گیری میشود. بی اطمینانی مربوط به نرخ ارز ( $\delta$ ) برای تمامی گروهها، انحراف معیار غیر شرطی درصد تغییرات نرخ ارز حقیقی است. بنابراین متغیرهای مستقل بارگرسورها در معادله عرضه

صادرات فرش و صنایع دستی تفاوتی با معادله عرضه صادرات محصولات کشاورزی و مستی دارند. لذا آزمون‌های ریشه واحد را تنها برای صادرات فرش و صنایع دستی (XC) مورد توجه قرار بدهیم. نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای متغیر مذکور نیز در جدول (۱) ارائه شده است. همانطور که ملاحظه می‌گردد فرضیه وجود ریشه واحد برای صادرات فرش و صنایع دستی پذیرفته می‌شود. به عبارت دیگر متغیر مذکور (۱) I تحت تسلط تکانه‌های دایمی قرار دارد.

نتایج تحلیل‌های هم‌انباشتگی بر اساس اطلاعات مذکور در خصوص خواص آماری متغیرها در جدول (۳) ارائه شده است. آزمون هم‌انباشتگی پسران و شین وجود رابطه تعادلی بلند مدت میان متغیرهای الگو را برای هر دو تصریح (بر حسب  $gpx_1$  و  $gpx_2$ ) تایید می‌کند. با این حال مقدار آماره  $f$  برای تصریح اول (بر حسب  $gpx_1$ ) کمتر از تصریح دوم (بر حسب  $gpx_2$ ) است. علاوه بر شواهد قسمت B در خصوص اندازه و اهمیت آماری ضرایب دلالت بر آن دارد که تصریح الگو بر حسب  $gpx_1$  (یعنی نرخ ارز بازار موازی) قادر نیست رفتار بلند مدت (و همچنین کوتاه مدت) صادرات فرش و صنایع دستی را (حداقل از مجرای رسمی آن) به نحو رضایت‌بخشی توضیح دهد.

همانطور که در بخش (B) جدول (۳)، ملاحظه می‌گردد طول وقفه بهینه مبتنی بر معیار شرارز برای متغیرهای مستقل برابر صفر و برای متغیر وابسته برابر ۲ انتخاب شده است. لذا رفتار صادرات فرش و صنایع دستی اینرسی با پویایی‌های ویژه ای رابه نمایش نمی‌گذارد و انتظار می‌رود که سرعت نسبت به تکانه‌های قیمتی و مقداری وارد بر آنها واکنش نشان دهد. نتایج برآورد الگو در تصریح اول (مبتنی بر نرخ ارز بازار موازی) با توجه به اندازه و اهمیت آماری ضرایب رضایت‌بخش نیست. در واقع هیچ یک از ضرایب در تصریح اول معنادار نیستند و بادقت پایینی برآورد میشوند به علاوه ضریب قیمت نسبی  $gpx_1$  منفی بوده و علامت مورد انتظار را ندارند. لذا تصریح اول با محدودیتهای زیادی برای تبیین رفتار بلند مدت عرضه صادرات فرش و صنایع دستی از کانال‌های رسمی مواجه است. اما در تصریح دوم دقت تخمین ضرایب افزایش یافته و کلیه ضرایب علامت مورد انتظار را دارند. در واقع به استثنای ضرایب  $\delta$  و  $\epsilon$  ضرایب دیگر از اهمیت قابل قبولی برخوردارند.

ضریب متغیر قیمت نسبی ( $gpx_2$ ) کوچکتر از واحد برآورد شده هرچند که این تفاوت به لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. اندازه ضریب متغیر ظرفیت تولیدی به مراتب بزرگتر از

واحد (۲/۱۳) برآورد می‌شود. به علاوه این ضریب با دقت زیادی تخمین زده شده است؛ لذا کاهش ظرفیت تولیدی (بطور مثال جمعیت فعال در بخش کشاورزی) اثرات با اهمیتی بر کاهش تولید و در نتیجه بر صادرات فرش و صنایع دستی داشته است. در مقابل اثر تقاضای داخلی بر صادرات معنی دار نبوده و ضریب مربوطه نیز پایین (-۰/۴۵) برآورد می‌شود. نتیجه مذکور

جدول ۳- معادله عرضه صادرات فرش و صنایع دستی - آزمون هم انباشتگی

و تخمین ضرایب بلند مدت و کوتاه مدت

(A) آزمون هم انباشتگی پسران و شین					
آماره F مبنی بر تصریح		آماره F مبنی بر تصریح			
الگو با $RPX_1$		الگو با $RPX_2$			
الگو بدون روند زمانی	۴/۱۸	۵/۳۹	۴/۰۸۹	مقدار بحرانی ۹۵٪	
الگو با روند زمانی	۴/۳۲	۵/۷۱	۴/۶۶۷	(حد بالا)	
(B) ضرایب بلند مدت بر اساس الگوی $ARDL(2,0,0,0)$					
متغیر وابسته: (لگاریتم) صادرات فرش و صنایع دستی ( $x_c$ )					
$\delta$	c	k	$Rpx_2$	$Rpx_1$	
۰/۹۶	۰/۲۱۷	۲/۵۸۴	—	-۰/۲۲۷	(b.1)
(۲/۰۴۹)	۳/۰۴۲	۲/۶۹۳		(۱/۰۳۹)	
۰/۴۱۵	-۰/۴۵۴	۲/۱۳۰	۰/۵۸۶	—	(b.2)
(۲/۲۲۱)	(۰/۷۸۹)	(۱/۰۱۵)	(۰/۲۶۳)		
(c) نمایش تصحیح خطا					
متغیر وابسته: تفاضل مرتبه اول (لگاریتم) صادرات فرش و صنایع دستی $\Delta x_c$					
$Ecm(-1)$	$\Delta \delta$	$\Delta c$	$\Delta k$	$\Delta Rpx_1$	$\Delta x_c(-1)$
-۰/۳۳۷	۰/۱۴۰	-۰/۱۵۳	۰/۷۱۹	۰/۲۹۷	-۰/۳۰۷
(۰/۱۱۶)	(۰/۷۵۱)	(۰/۶۱۲)	(۰/۴۱۶)	(۰/۱۹۲)	(۰/۱۰۹)
بر آورد ضرایب کوتاه مدت					
$\Delta x_c = ۰/۲۵۸ ecm(-1) - ۰/۸۰۷ \Delta \delta - ۰/۱۱۷ \Delta c - ۰/۵۵ \Delta k + ۰/۲۲ \Delta Rpx_2$					

توضیحات: اعداد داخل پرانتز انحراف معیار می‌باشند.

احتمالاً دلالت بر مزاد عرضه یا ظرفیت تولیدی بالادراین گروه دارد بطوریکه تورش صادراتی یک تهدید جدی برای صادرات فرش و صنایع دستی قلمداد نمی‌گردد. بالاخره اثر بی‌اطمینانی نرخ ارز بازار موازی  $\delta$  بر صادرات فرش معنادار نیست. نتیجه اخیر با توجه به آنکه نرخ ارز بازار موازی نقش تعیین‌کننده‌ای در تحولات صادرات نداشته است دوران انتظار نمی‌باشد. بدین ترتیب ظرفیت تولیدی، قیمت نسبی و واحد کمتری تقاضای داخلی به ترتیب از بیشترین اهمیت (بر اساس اندازه ضرایب) در تحولات صادرات فرش و صنایع دستی برخوردار بوده‌اند.

در بخش (c) جدول (۳) بر آورد ضرایب معادلات ECM و کوتاه مدت ارائه شده‌اند. همانطور که ملاحظه می‌گردد اثرات همزمان تغییر قیمت نسبی  $\Delta rpx_1$  ظرفیت تولیدی ( $\Delta k$ ) بر عرضه صادرات فرش و صنایع دستی همچنان معنی‌دار بر آورده شده، هر چند اندازه این ضرایب مطابق انتظار کاهش یافته است. به علاوه تغییرات تقاضا یا جذب داخلی ( $\Delta c$ ) و همچنین بی‌اطمینانی نرخ ارز ( $\Delta \delta$ ) اثر با اهمیتی در کوتاه مدت بر  $\Delta xc$  ندارند. آنچه که در معاملات بر آورده شده ECM کوتاه مدت از اهمیت زیادی برخوردار است بالا بودن ضریب تعدیل یا  $ecm$  (-۰/۳۴) می‌باشد که نشان می‌دهد حدود ۳۴ درصد عدم تعادل عرضه صادرات در اولین فصل تصحیح می‌شود. به عبارت دیگر سرعت همگرایی صادرات محصولات مذکور به سمت مقدار تعادلی آن (در بلند مدت) سریع می‌باشد. نتیجه مذکور احتمالاً ناشی از ظرفیت مزاد یا هزینه تعدیل پایین در بازار این محصول است. ضمناً تصریح الگوی عرضه صادرات فرش و صنایع دستی بر حسب نرخ ارز بازار موازی (یا قیمت نسبی  $rpx_1$ ) بر ارزش نسبتاً ضعیفی بر حسب آزمونهای تشخیص، ثبات ضرایب و عملکرد پیش بینی حاصل مینماید (نتایج ارائه نشده‌اند). لذا نرخ ارز بازار موازی همچنان با محدودیتهای زیادی برای توضیح رضایت بخش نوسانات کوتاه مدت در عرضه صادرات این محصولات از مجاری رسمی مواجه است.

### ۵-۳- بر آورد الگوی عرضه صادرات کلونخه های کانی فلزی

در این بخش عوامل تعیین کننده عرضه صادرات مواد کانی فلزی ( $xim$ ) بر اساس معادله (۱) مورد بررسی قرار می‌گیرد. همانند سایر گروهها شاخص قیمت نسبی که قیمت کالاهای صادراتی به هزینه تولید داخلی است بر اساس دو نرخ ارز بازار موازی و نرخ ارز موزون ساخته میشود. هزینه واحد نیروی کار ( $ulc$ ) به عنوان جانشینی برای هزینه تولید داخلی بکار می‌رود.  $ulc$



هزینه واحد بهره‌وری است که با تعدیل شاخص دستمزد کارگاه‌های بزرگ صنعتی نسبت به بهره‌وری آنها بدست می‌آید. همانند قبل شاخص قیمت نسبی کالاهای صادراتی بر اساس نرخ ارز بازار موازی و نرخ ارز موزون رابه ترتیب با  $RPX_1$  نشان داده و اهمیت آنها را در تعیین نوسانات عرضه صادرات مواد کانی فلزی در کوتاه مدت و بلند مدت مورد توجه قرار می‌دهیم. ظرفیت تولیدی  $K$  در این بخش را با ارزش افزوده کارگاه‌های بزرگ صنعتی اندازه‌گیری می‌کنیم. انتظار می‌رود که با افزایش ارزش افزوده این کارگاه‌ها مازاد قابل صدور مواد کانی فلزی افزایش یابد. تقاضای حقیقی داخلی (مجموع تولید غیرنفتی و واردات) به عنوان معیاری از جذب داخلی (C) مورد استفاده قرار می‌گیرد. بی‌اطمینانی نرخ ارز  $\delta$  نیز همانند سایر گروه‌ها با انحراف معیار غیرشرطی درصد تغییرات نرخ ارز حقیقی اندازه‌گیری می‌شود.

تحلیل هم‌انباشتگی مستلزم تعیین خواص آماری متغیرهای الگو است. نتایج آزمون‌های ریشه واحد در جدول (۴) ارائه شده‌اند. شواهدی مبنی بر ساکن بودن هیچ یک از متغیرها حول یک روند خطی وجود ندارد. مطابق نتایج حاصله کلیه متغیرها حاوی یک ریشه واحد بوده و متاثر از تکانه‌های دائمی قرار داشته‌اند. به علاوه به نظر می‌رسد قیمت‌های نسبی  $RPX_1$  و  $RPX_2$  و ظرفیت تولیدی  $K$  بر حسب اندازه آماره  $ADF$  حاوی مؤلفه‌های دائمی قویتری هستند. لذا انتظار می‌رود که تاثیر تکانه‌های اقتصادی بر متغیرهای الگو برای یک دوره طولانی تداوم یابد.

جدول ۲- آزمون ریشه واحد برای متغیرهای الگوی عرضه صادرات کلوخه‌های کانی فلزی و کالاهای صنعتی

نام متغیر	$ADF^*$ با روند	$ADF^*$ بدون روند
xim	-۲/۵۰۹	-۲/۵۴۴
xi	-۱/۳۷۰	-۰/۸۷۶
Rpx <sub>1</sub>	-۲/۰۲۲	-۱/۲۴۷
Rpx <sub>2</sub>	-۱/۸۷۷	-۱/۲۳۲
K	-۲/۸۸۳	-۱/۷۸۳
C	-۲/۸۹۳	-۲/۲۹۹
$\delta$	-۲/۲۰۴	-۲/۲۹۴

\* مقدار بحرانی ۹۵٪ برای آماره  $ADF$  بدون روند  $-۲/۸۸$  و برای آماره  $ADF$  با روند  $-۲/۴۵$ .

می‌باشد. طول وقفه بهینه بر اساس معیار بیزین شوارزیا SBC انتخاب شده است.

نتایج تحلیلهای هم‌انباشستگی براساس اطلاعات مذکور در جدول (۵) ارائه شده است. مطابق آزمون هم‌انباشستگی پسران و شین که نتایج آن در بخش (A) جدول مذکور آمده، فرضیه وجود یک رابطه تعادلی بلند مدت میان متغیرها برای هر دو تصریح الگو (برحسب  $gpx_1$  و  $gpx_2$ ) پذیرفته می‌شود. اما آماره  $f$  برای تصریح دوم برحسب نرخ ارز موزون یا قیمت نسبی  $gpx_2$  بیشتر از تصریح اول (برحسب  $gpx_2$  یا نرخ ارز موازی) است. بدین ترتیب وجود رابطه تعادلی بلند مدت یاروندهای تصادفی مشترک میان متغیرهای الگو در تصریح دوم محتمل‌تر از تصریح اول می‌باشد.

تخمین ضرایب بلند مدت در بخش (B) جدول (۵) ارائه می‌گردد. برای تصریح اول (مبنی بر نرخ ارز بازار موازی) از الگوی  $ARDL(2, 0, 1, 0, 0)$  و برای تصریح دوم (مبنی بر نرخ ارز موزون) از الگوی  $ARDL(0, 0, 1, 0, 2)$  استفاده می‌شود. طول وقفه‌ها در الگوی مذکور براساس معیار بیزین شوارز انتخاب شده است. نتایج تخمین ضرایب در الگویی که برحسب نرخ ارز بازار موازی (یا قیمت نسبی  $gpx_1$ ) تصریح شده همچنان همانند سایر گروهها رضایت بخش نمی‌باشد. به عبارت دیگر تصریح معادله صادرات برحسب نرخ ارز بازار موازی بر ارزش ضعیفی بدست داده است. در تصریح مذکور (یعنی اولین تصریح) هیچیک از ضرایب معنادار نیستند (هرچند که کلیه ضرایب علامت صحیح را دارند). لذا بنظر می‌رسد که استفاده از نرخ ارز بازار موازی برای پیش‌بینی رفتار صادرات مواد کانی فلزی با محدودیتهای زیادی روبروست. اما زمانی که الگو برحسب نرخ ارز موزون (یا قیمت نسبی  $gpx_2$ ) تصریح می‌شود نتایج تخمین بطور محسوسی بهبود می‌یابند.

در تصریح دوم ضریب قیمت نسبی مثبت و با اندازه و دقت بیشتری برآورد می‌شود، به علاوه برآورد این ضریب هرچند کوچکتر از واحد است اما تفاوت معناداری از واحد ندارد. برآورد ضریب قیمت نسبی در کوتاه مدت بطور محسوسی کمتر از واحد است. با این حال بالا بودن ضریب تعدیل  $ecm$  (معادل  $-0/39$ ) حکایت از آن دارد که انحراف از مقادیر تعادلی بلند مدت به سرعت تصحیح می‌شوند. به نظر می‌رسد که ارتباط میان صادرات مواد کانی فلزی و انگیزه‌های قیمتی با توجه به اندازه و اهمیت آماری ضریب قیمت نسبتاً محدود است.

جدول ۵- معادله عرضه صادرات مواد کانی فلزی- آزمون هم انباشتگی

و تخمین ضرایب بلند مدت و کوتاه مدت

(A) آزمون هم انباشتگی پسران و شین					
آماره F مبنی بر تصریح		آماره F مبنی بر تصریح		مقدار بحرانی ۹۵٪	
الگو با $RPX_1$		الگو با $RPX_2$		(حد بالا)	
۴/۷۶	۵/۷۳	۴/۷۶	۵/۷۳	الگو بدون روند زمانی	
۴/۹۱	۵/۸۱	۴/۹۱	۵/۸۱	الگو با روند زمانی	
(B) ضرایب بلند مدت بر اساس الگوی $ARDL(0,0,1,0,2)$ برای تصریح اول و $ARDL(0,0,1,0,1)$ برای تصریح دوم متغیر وابسته: (لگاریتم) صادرات مواد کانی فلزی ( $x_{im}$ )					
	$Rpx_1$	$Rpx_2$	k	c	$\delta$
(b.1)	۰/۱۵۲ (۰/۵۰۷)	—	۰/۹۶۱ (۱/۱۶۶)	-۱/۱۰۹ (۰/۶۹۶)	-۱/۷۰۲ (۳/۳۳۴)
(b.2)	—	۰/۸۹۵ (۰/۳۵۶)	۰/۳۸۴ (۰/۹۵۹)	۰/۹۸۹ (۰/۳۵۲)	-۰/۷۲۶ (۱/۸۷۹)
(c) نمایش تصحیح خطا					
متغیر وابسته: تفاضل مرتبه اول (لگاریتم) صادرات مواد کانی فلزی $\Delta x_{im}$					
	$\Delta rpx_2$	$\Delta k$	$\Delta c$	$\Delta \delta$	$Ecm(-1)$
	۰/۳۴۹ (۰/۱۶۹)	۱/۱۹۷ (۰/۳۶۴)	۰/۳۸۶ (۰/۱۶۰)	-۰/۲۳۸ (۰/۷۳۶)	-۰/۳۹ (۰/۰۸۳)

توضیحات: اعداد داخل پرانتز انحراف معیار میباشند.

کشش ظرفیت یا ضریب  $K$  (معادل ۰/۳۸۴) هر چند دارای علامت صحیحی است اما با دقت پایینی برآورد شده است. در مقابل برآورد ضریب متغیر جذب داخلی معنادار و نزدیک به واحد (۰/۹۸۹) میباشند. علی رغم معنادار نبودن ضریب کشش ظرفیت در بلند مدت این ضریب در معادله  $ECM$  کوتاه مدت معنادار و نزدیک به واحد (۱/۱۹۷) برآورد شده است. در نتیجه ارتباط قوی میان تولیدات صنعتی و روندهای صادراتی این محصول در کوتاه مدت وجود

ارد لذا به نظر می‌رسد که افزایش ظرفیت تولیدی در کوتاه مدت با ایجاد مازاد قابل صدور، اثرات با اهمیتی روی صادرات مواد کانی فلزی داشته باشد. اما در بلند مدت افزایش عرضه، توسعه بازارهای داخلی همراه شده و حداقل بخشی از این مازاد توسط بازارهای داخلی جذب می‌شود. در چنین سناریویی سهم بالایی از صادرات مواد کانی فلزی توسط شرایط بازار داخلی تعیین می‌گردد. ضریب جذب داخلی با دقت بالایی نزدیک به واحد (۰/۹۸۹-) در بلند مدت برآورد می‌شود. اثر جذب داخلی بر صادرات مواد کانی فلزی در کوتاه مدت (۰/۳۸۶-) کمتر از بلند مدت است اما با توجه به ضریب بالای تعدیل (۰/۳۹) هرگونه عدم تعادل یا انحراف صادرات مواد کانی فلزی از مقدار مطلوب آن در بلند مدت به سرعت رفع می‌گردد. بنابراین مازاد داخلی این محصولات هدایت کننده اصلی تولیدات صنعتی بوده اند. بدین ترتیب رویکرد مازاد قابل صدور اهمیت زیادی برای تبیین نوسانات صادرات این محصولات در اقتصاد ایران دارد.

ضریب بی اطمینانی نرخ ارز  $\delta$  در معادلات عرضه صادرات مواد کانی فلزی همانند سایر گروهها معنادار نمیباشد. نتیجه مذکور نیز احتمالاً نشان می‌دهد که نرخ ارز بازار موازی طی دوره نمونه هزینه فرصت واقعی صادرکنندگان این گروه کالاها نبوده است. ضمناً تصریح معادله ECM بر حسب نرخ ارز بازار موازی ( $\Delta \text{Grpx}_1$ ) نتایج رضایت بخشی بر حسب اندازه و اهمیت آماری ضرایب، آماره های تشخیص و عملکرد پیش بینی حاصل نمی نماید. لذا برای صادرات مواد کانی فلزی احتمالاً نرخ ارز موزون متغیر مربوط در تصمیمات صادراتی (از مجاری رسمی) بوده است.

#### ۴-۵ برآورد عرضه صادرات کالاهای صنعتی

در این بخش عرضه صادرات محصولات صنعتی مبتنی بر معادله استاتیک (۱) مورد برآورد و تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. شاخص قیمت نسبی ( $\text{Grpx}$ ) همانند گروه مواد کانی فلزی از نسبت قیمت کالاهای صادراتی به هزینه واحد نیروی کار به دست می آید. به علاوه همانند سایر گروهها اهمیت دو شاخص قیمت نسبی در تعیین رفتار صادرات مورد توجه قرار می‌گیرد. اولین شاخص قیمتی ( $\text{Grpx}_1$ ) بر اساس نرخ ارز بازار موازی و دومین شاخص بر حسب نرخ ارز موزون ( $\text{Grpx}_2$ ) محاسبه می‌گردد. تعریف سایر متغیرها نیز تفاوتی با الگوی عرضه صادرات

مواد کانی فلزی ندارد. ظرفیت تولید (k) با ارزش افزوده کارگاه‌های بزرگ صنعتی و شاخص جذب نیز با تقاضای حقیقی داخلی (مجموع تولید غیرنفتی و واردات) اندازه‌گیری می‌شود. انحراف معیار غیرشرطی درصد تغییرات نرخ ارز بازار موازی نیز همچنان برای محاسبه بی‌اطمینانی نرخ ارز  $\delta$  بکار می‌رود.

نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای متغیرهای الگو در جدول (۴) ارائه شده‌اند. (توجه کنید که تنها متغیر وابسته نسبت به الگوی عرضه صادرات مواد کانی فلزی تغییر کرده است). همانطور که ملاحظه می‌گردد کلیه متغیرهای الگو از جمله عرضه صادرات صنعتی (xi) حاوی یک ریشه واحد بوده و به ویژه متغیر مذکور درجه تدارم بالایی را (بر حسب اندازه آمار t) از خود نشان می‌دهد. بر اساس نتایج آزمون‌های ریشه واحد نتایج تحلیلی هم انباشتگی به روش پیران و شین در جدول (۷) ارائه شده است. همانند سایر گروه‌ها، آزمون هم انباشتگی میان متغیرهای زمانی که الگو بر حسب نرخ ارز بازار موازی (یا قیمت نسبی  $px_1$ ) تصریح شده، رد می‌گردد. اما وجود روندهای تصادفی مشترک (یا رابطه تعادلی بلندمدت) در تصریح دوم (بر حسب نرخ ارز موزون یا قیمت نسبی  $px_2$ ) پذیرفته می‌شود. لذا بر اساس آزمون‌های هم انباشتگی، نرخ ارز بازار موازی قادر نیست رفتار بلندمدت صادرات صنعتی را همانند سایر گروه‌های کالایی پیش بینی کند. به عبارت دیگر نرخ ارز موزون، هزینه فرصت واقعی صادرکنندگان را منعکس ساخته است. تخمین ضرایب بلندمدت الگو در بخش B نیز نتیجه مذکور را تایید می‌کند. در تصریح اول (بر حسب نرخ ارز بازار موازی) ضریب قیمت نسبی  $px_1$  غلط (منفی) و به لحاظ آمار معنادار نمی‌باشد. به علاوه سایر ضرایب نیز در این تصریح با دقت پایین برآورد می‌شوند. اما در تصریح دوم (بر حسب نرخ ارز موزون) علامت کلیه ضرایب صحیح و دقت برآورد آنها افزایش یافته است. صادرات صنعتی نسبت به قیمت نسبی در بلندمدت با کاهش بوده و با ضریب  $2/89$  نسبت به انگیزه‌های قیمتی واکنش نشان می‌دهد.

کشش ظرفیت تولیدی هر چند بزرگتر از واحد ( $1/47$ ) برآورد شده اما این تفاوت به لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. اما ضریب جذب یا تقاضای داخلی، صادرات صنعتی را با ضریب  $2/37$ - متاثر ساخته است. ضریب مذکور بطور معناداری بزرگتر از واحد بوده و با دقت بالایی نیز برآورد می‌شود. لذا تقاضای داخلی یک عامل با اهمیت در انحراف صادرات صنعتی نسبت به بازار داخلی بوده است.

برآورد کلیه ضرایب در کوتاه مدت کمتر از مقدار متناظر آن در بلندمدت است (بخش (c) جدول مذکور را ملاحظه کنید) ضریب  $ecm$  نیز حکایت از تعدیل کند صادرات صنعتی نسبت به مندار تعادلی آن دارد، بطوریکه در هر فصل تنها ۱۶ درصد عدم تعادل دوره قبل با تعدیل  $XI$  به سمت مقدار مطلوب آن حذف می‌گردد. نتیجه مذکور دور از انتظار نیست. توسعه بازارهای بین‌المللی برای این گروه کالاها با توجه به اهمیت کیفیت آنها در چنین بازارهایی چسبندگی به مراتب بیشتری نسبت به سایر گروهها دارد. به علاوه نتایج حاصل از برآورد الگوی  $ECM$  بر اساس نرخ ارز بازار موازی (یا قیمت نسبی  $rpX_2$ ) با توجه به عملکرد پیش‌بینی، ثبات ضرایب و آماره‌های تشخیص رضایتبخش نمیباشد. لذا نرخ ارز بازار موازی با محدودیتهای زیادی برای پیش‌بینی نوسانات کوتاه مدت صادرات صنعتی مواجه است.

## ۶- نتیجه‌گیری

در این بخش الگوی صادرات غیر نفتی برای گروههای مختلف کالایی مبتنی بر روش هم‌انباشتگی پیران و شین برای چهار گروه کالاهای سستی و کشاورزی، فرش و صنایع دستی، کلوخه‌های کانی فلزی و کالاهای صنعتی الگو سازی برآورد گردید. برای این منظور عرضه صادرات برای هر گروه به صورت تابعی از قیمت نسبی، ظرفیت تولیدی، جذب یا تقاضای داخلی و بی‌اطمینانی نرخ ارز تصریح شده است. معادلات عرضه صادرات برای تمامی گروهها بر حسب دو تصریح مختلف برآورد میشود، در تصریح اول از نرخ ارز بازار موازی و در تصریح دوم از نرخ ارز موزون برای ساختن قیمت نسبی در معادله عرضه صادرات استفاده شده است. نتایج حاصله حاکی از آن است که نرخ ارز بازار موازی قادر نیست رفتار صادرات (از مجاری رسمی و قانونی آن) را در گروههای مختلف کالایی (بر حسب اندازه و اهمیت آماری ضرایب، آماره‌های تشخیصی، ثبات پارامترها و عملکرد پیش‌بینی خارج نمونه) به نحو رضایت‌بخشی توضیح دهد. به عبارت دیگر هزینه فرصت درآمدهای ارزی صادرکنندگان، نرخ ارز موزون (کنترل شده) بوده و تصمیمات صادراتی و انگیزه‌های قیمتی مبنی بر نرخ ارز مذکور هدایت شده است.

## جدول ۷- معادله عرضه صادرات محصولات صنعتی - آزمون هم‌انباشتی

و تخمین ضرایب بلند مدت و کوتاه مدت

(B) ضرایب بلند مدت بر اساس الگوی $ARDL(4,0,0,0,0)$ برای تصریح اول و $ARDL(0,0,0,0,2)$ برای تصریح دوم					
متغیر وابسته: (لگاریتم) صادرات محصولات صنعتی ( $x_i$ )					
	$Rpx_1$	$Rpx_2$	$k$	$C$	$\delta$
(b.1)	-۰/۲۲۱ (۰/۴۸۲)	—	۱/۱۹۴ (۱/۲۵۲)	-۳/۴۰۰ (۱/۲۳۴)	-۲/۹۷۸ (۲/۳۴۵)
(b.1)	—	۲/۸۸۵ (۰/۲۲۵)	۱/۴۶۷ (۰/۶۰۲)	-۲/۳۶۸ (۰/۵۴۹)	-۱/۷۴۳ (۱/۷۴۹)
(c) نمایش تصحیح خطا					
$\Delta x_i(-1)$	$\Delta rpx_2$	$\Delta k$	$\Delta c$	$\Delta \delta$	$Ecm(-1)$
-۰/۳۴۳ (۰/۹۲)	۰/۵۰۳ (۰/۲۱۰)	۰/۵۹۲ (۰/۳۲۴)	-۰/۶۰۴ (۰/۲۴۱)	-۰/۸۹۱ (۰/۷۴۸)	-۰/۱۶۱ (۰/۶۶)
برآورد ضرایب کوتاه مدت:					
$\Delta x_i = 0/375 \Delta rpx_2 + 0/441 \Delta k - 0/450 \Delta c - 0/663 \Delta \delta - 0/120 ecm(-1)$					

توضیحات: اعداد داخل پرانتز انحراف معیار میباشند.

به علاوه در میان گروه کالاهای مذکور تنها عرضه صادرات محصولات صنعتی (در بلند مدت) با کاهش بوده و ضریب آن بطور معناداری بزرگتر از واحد (۲/۸۸) برآورد میشود، هر چند که در کوتاه مدت برآورد ضریب مذکور کمتر از واحد است. ضریب متغیرهای ظرفیت تولید و تقاضای داخلی از اهمیت بالایی در توضیح رفتار صادرات در گروههای مختلف کالایی برخوردار میباشند. در این میان تنها صادرات فرشو صنایع دستی نسبت به تقاضای بازار بطور معناداری واکنش نشان نمیدهد (با این حال علامت ضریب در معادله، صحیح برآورد شده است).

نتیجه مذکور احتمالاً اهمیت پایین بازار داخلی را در صادرات این محصول به دلیل ظرفیتهای مازاد در این بخش منعکس می‌سازد. در واقع ضریب متغیر ظرفیت (کشش ظرفیت) برای گروه فرش و صنایع دستی به مراتب بزرگتر از واحد (۲/۵۸) برآورد شده است. ضمناً جذب داخلی بیشترین اهمیت را در عرضه صادرات صنعتی (باضریب ۲/۳۷-) داشته که اهمیت نقش تقاضای داخلی را در تورش صادرات به سمت بازارهای داخلی نشان می‌دهد.

در مجموع نتایج حاصله نشان می‌دهند که رویکرد سیاستگذاران نسبت به صادرات به عنوان یک فعالیت باقیمانده (رویکرد مازاد قابل صدور) می‌باشد بطوریکه موقعیت تقاضای داخلی اثرات با اهمیتی بر عملکرد صادرات داشته است. در واقع تنه‌زمانی زمینه صدور کالاهای با داشتن مزیت نسبی مهیا می‌گردد که مازاد تقاضای داخلی برای کالای مورد نظر وجود نداشته باشد. در صورتی که تقاضای داخلی با سرعتی بیش از عرضه داخلی افزایش یابد این مازاد تقاضا مجالی برای صادرات نمی‌گذارد بطوری که در همین راستا دولت صادرات برخی کالاهای درپاره‌ای از دوره‌ها را ممنوع ساخته است.

اهمیت بالای ضریب قیمت نسبی، ظرفیت تولید و جذب داخلی در معادله عرضه صادرات صنعتی دلالت بر مزیت‌های نسبی بالقوه و بالای این بخش دارد. به علاوه واکنش صادرات محصولات کشاورزی و دستی، فرش و صنایع دستی نسبت به تکان‌های قیمتی و مقداری بسیار سریع می‌باشد، اما صادرات محصولات صنعتی نسبت به تغییر عوامل تعیین‌کننده به کندی واکنش نشان داده و اثر تکان‌های قیمتی و مقداری روی آن تدریجی و در طول زمان ظاهر می‌گردد. لذا بنظر می‌رسد که محصولات صنعتی بر اساس ترتیباتی بلندمدت به بازارهای هدف عرضه میشوند و با سیاستها و نگرش به منافع کوتاه مدت نمیتوان به اهداف توسعه صادرات در این بخش نایل آمد.



## پی‌نوشتها:

Cointegration-۱

Integrated-۲

۳- ترازنامه بانک مرکزی

۴- پیام صادرات، ش ۲۱.

۵- پیام صادرات، ش ۴۴

۶- برای مرور مطالعات تجربی در خصوص کششهای قیمتی تجارت خارجی و ضعفهای

آنها (1970) Leamer &amp; Stern (1979), Magee و فصل اول Goldstein &amp;

Khan (1985) را ملاحظه فرمائید.

۷- برای بحث بیشتر در این خصوص (1984) Bond (1984), Ried etal را ملاحظه

کنید.

۸- بطور مثال (1984) Dunlery (1987), Hooper را ملاحظه نمایید.

۹- برای نگرشهای مختلف در خصوص تاثیر تقاضای داخلی بر صادرات Dunlery

(1980) را ملاحظه نمایید.