

دانشگاه شاهرود

دانشکده مهندسی صنایع و مدیریت

گروه مدیریت

تخمین تابع مصرف مس در ایران طی سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۹۰

دانشجو: محمدجواد بابایی

استاد راهنما:

دکتر محمدعلی مولایی

استاد مشاور:

دکتر علی دهقانی

پایان‌نامه جهت اخذ درجه کارشناسی ارشد

شهریور ۱۳۹۳





دانشگاه شاهرود

دانشکده مهندسی صنایع و مدیریت

گروه مدیریت

تخمین تابع مصرف مس در ایران طی سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۹۰

دانشجو: محمدجواد بابایی

استاد راهنما:

دکتر محمدعلی مولایی

استاد مشاور:

دکتر علی دهقانی

پایان‌نامه جهت اخذ درجه کارشناسی ارشد

شهریور ۱۳۹۳



دانشگاه علمی کاربردی

مدیریت تحصیلات تکمیلی

فرم شماره (۶)

باسمه تعالی

شماره: ۲۷۲۳-۱۳۹۴
تاریخ: ۹۴/۲/۲۹
ویرایش:

فرم صورتجلسه دفاع از پایان نامه تحصیلی دوره کارشناسی ارشد

با تأییدات خداوند متعال و با استعانت از حضرت ولی عصر (عج) نتیجه ارزیابی جلسه دفاع از پایان نامه کارشناسی ارشد خانم / آقای محمدجواد بابایی رشته MBA گرایش عمومی تحت عنوان تخمین تابع مصرف مس در ایران طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۷۰ که در تاریخ ۱۳۹۳/۴/۲۹ با حضور هیأت محترم داوران در دانشگاه صنعتی شاهرود برگزار گردید به شرح ذیل اعلام می‌گردد:

قبول (با درجه : ۸۵) امتیاز ۱۹/۷۷ دفاع مجدد مردود

۱- عالی (۲۰ - ۱۹)

۲- بسیار خوب (۱۸/۹۹ - ۱۸)

۳- خوب (۱۶ - ۱۷/۹۹)

۴- قابل قبول (۱۴ - ۱۵/۹۹)

۵- نمره کمتر از ۱۴ غیر قابل قبول

امضاء	مرتبه علمی	نام و نام خانوادگی	عضو هیأت داوران
	استادیار	محمدعلی مولایی	۱- استاد راهنما
	استادیار	علی دهقانی	۲- استاد مشاور
		بزرگمهر اشرفی	۳- نماینده شورای تحصیلات تکمیلی
	دانشیار	سید محمد موسوی شاهرودی	۴- استاد ممتحن
	استادیار	محمود رحیمی	۵- استاد ممتحن

امضا

رئیس دانشکده: بزرگمهر اشرفی

چگونه بخوانمتان؟...

در سختی یایم یاور... در ناامیدی یایم یاور... در اضطراب از فردا یایم... شعله یایی

فروزان و کرمانش، بوده اید و خواهید بود...

تقدیم به

پدر و مادر م ک دریغ در نگاهشان معنا داشت...

تقدیر و تشکر

سپاس خدای را که سخنوران، در ستودن او بمانند و شمارندگان، شمردن نعمت های او ندانند و کوشندگان، حق او را گزاردن نتوانند. و سلام و دورد بر محمد و خاندان پاک او، طاهران معصوم، هم آنان که وجودمان وامدار وجودشان است؛ ...

به مصداق «من لم یشکر المخلوق لم یشکر الخالق» بسی شایسته است از استاد گرانقدر جناب آقای دکتر مولایی تشکر کنم که در امر راهنمایی پایان نامه یاریگرم بودند و همواره از علم سرشارشان مستفید شدم.

تقدیر و سپاس فراوان از جناب آقای دکتر دهقانی که راهنمای راهم بودند و راهبریم کردند و صبورانه یادم دادند و مرا آموختند که برای رسیدن در تکاپو باشم.

شایسته است تشکر کنم از لطف بیکران استاد گرامی ام خانم دکتر زهرا جلیلی که با لطف و محبت های بی دریغشان یاریم کردند و سماجت و بیقراری هایم را صبوری کردند و مهربانانه پریشانی کوله بار اوقاتم را سامان دادند.

همچنین بر خود لازم می دانم از زحمات و پیگیری های بی دریغ دکتر محمدعطایی در پیشبرد این اثر کمال تشکر را داشته باشم.

در پایان از دوستان عزیزم، پیام شریفی، امیر صفاری، ویتالی گریگا و همچنین خانم فرزانه هاشمی که در کلیه مراحل انجام این پژوهش با خوشروئی، یاری و راهنمایی ام نمودند، صمیمانه تشکر و قدردانی می نمایم.

تعهد نامه

اینجانب محمد جواد بابایی دانشجوی دوره کارشناسی ارشد رشته MBA دانشکده صنایع و مدیریت دانشگاه صنعتی شاهرود نویسنده پایان نامه تخمین تابع مصرف مس در ایران طی سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۹۰ تحت راهنمایی دکتر محمدعلی مولایی و دکتر علی دهقانی متعهد می‌شوم.

- تحقیقات در این پایان نامه توسط اینجانب انجام شده است و از صحت و اصالت برخوردار است.
- در استفاده از نتایج پژوهش‌های محققان دیگر به مرجع مورد استفاده استناد شده است.
- مطالب مندرج در پایان نامه تاکنون توسط خود یا فرد دیگری برای دریافت هیچ نوع مدرک یا امتیازی در هیچ جا ارائه نشده است.
- کلیه حقوق معنوی این اثر متعلق به دانشگاه صنعتی شاهرود می‌باشد و مقالات مستخرج با نام « دانشگاه صنعتی شاهرود » و یا « Shahrood University of Technology » به چاپ خواهد رسید.
- حقوق معنوی تمام افرادی که در به دست آمدن نتایج اصلی پایان نامه تأثیرگذار بوده اند در مقالات مستخرج از پایان نامه رعایت می‌گردد.
- در کلیه مراحل انجام این پایان نامه، در مواردی که از موجود زنده (یا بافته‌های آنها) استفاده شده است ضوابط و اصول اخلاقی رعایت شده است.
- در کلیه مراحل انجام این پایان نامه، در مواردی که به حوزه اطلاعات شخصی افراد دسترسی یافته یا استفاده شده است اصل رازداری، ضوابط و اصول اخلاق انسانی رعایت شده است.

تاریخ ۱۳۹۳/۶/۲۹

امضای دانشجو محمد جواد بابایی

مالکیت نتایج و حق نشر

- کلیه حقوق معنوی این اثر و محصولات آن (مقالات مستخرج، کتاب، برنامه های رایانه ای، نرم افزار ها و تجهیزات ساخته شده است) متعلق به دانشگاه صنعتی شاهرود می‌باشد. این مطلب باید به نحو مقتضی در تولیدات علمی مربوطه ذکر شود.
- استفاده از اطلاعات و نتایج موجود در پایان نامه بدون ذکر مرجع مجاز نمی‌باشد.

* متن این صفحه نیز باید در ابتدای نسخه های تکثیر شده پایان نامه وجود داشته باشد

چکیده

هدف اصلی این مطالعه تخمین تابع مصرف مس در ایران طی سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۹۰ با استفاده از رویکرد یوهانسن در داده‌های سری زمانی می‌باشد. بررسی متون تخصصی توابع مصرف و تقاضا نشان می‌دهد که عوامل موثر بر مصرف مس شامل متغیرهای قیمت مس، قیمت آلومینیوم به عنوان جایگزین، قیمت نفت به عنوان کالای مکمل و شدت صنعتی شدن هستند. برای این منظور از داده‌های خام بانک جهانی و انجمن بین‌المللی مطالعات مس، جهت استخراج اطلاعات اولیه مورد نیاز در تحقیق جاری، استفاده و متغیرهای تحقیق به صورت فصلی محاسبه شده و مورد بهره‌برداری قرار گرفته‌اند. در مرحله بعد با به کارگیری الگوی خود بازگشت (خودرگرسیون) برداری و تعیین وقفه بهینه و پس از انجام آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن، به بررسی وجود رابطه تعادلی بلندمدت هم‌انباشته با استفاده از مدل الگوی تصحیح خطای برداری پرداخته شده است. نتایج تخمین مدل نشان می‌دهد که رابطه بین متغیرهای شدت صنعتی شدن و قیمت کالای جانشین (آلومینیوم)، با مصرف مس، مستقیم و معنی‌دار و همچنین رابطه بین متغیرهای قیمت مس و قیمت کالای مکمل (نفت)، با مصرف مس، طی دوره مورد بررسی در ایران، منفی و معنی‌دار بوده است. از جمله مهمترین نتایج کاربردی تحقیق جاری باید به این نکته اشاره داشت که تحولات قیمت نفت و آلومینیوم بر مصرف مس اثرگذار می‌باشند و دانستن این نکته و جهت اثرگذاری می‌تواند در تنظیم قراردادهای فروش مس در داخل و خارج، مورد توجه تولیدکنندگان مس در ایران قرار گیرد.

واژگان کلیدی: مصرف، قیمت، مس، آلومینیوم، نفت، شدت صنعتی شدن، سری زمانی، مدل یوهانسن، ایران.

لیست مقالات مستخرج از پایان نامه

مقاله Estimation the function of copper consumption between 1991-2011 in

Iran در مجله JME دانشکده معدن دانشگاه صنعتی شاهرود.

فرست مطالب

- ۱ فصل اول: کلیات تحقیق
- ۱-۱-۱- مقدمه
- ۱-۲-۱- بیان مسئله
- ۳-۱-۳- ضرورت انجام تحقیق
- ۴-۱-۴- اهداف تحقیق
- ۵-۱-۵- فرضیه ها
- ۶-۱-۶- روش انجام تحقیق
- ۷-۱-۷- ساختار پایان نامه
- ۹ فصل دوم: ادبیات موضوعی تحقیق
- ۱۰-۲-۱- مقدمه
- ۱۱-۲-۲- چارچوب نظری و مفهومی
- ۱۱-۲-۲-۱- تقاضا
- ۱۲-۲-۲-۲- عرضه
- ۱۳-۲-۲-۳- تعادل
- ۱۴-۲-۲-۴- رشد اقتصادی و تقاضای فلزات
- ۱۵-۲-۲-۵- مصرف
- ۱۶-۲-۳- موارد استفاده فلز مس

- ۱۸.....۴-۲- اشکال مس در طبیعت
- ۱۸.....۵-۲- انواع ذخایر مس
- ۱۸.....۱-۵-۲- ذخایر مس پورفیری
- ۱۸.....۲-۵-۲- ذخایر سولفیدی مس
- ۱۹.....۳-۵-۲- Stratabound ذخایر
- ۱۹.....۶-۲- وضعیت ایران از نظر ذخایر مس
- ۲۲.....۷-۲- تاریخچه صنعت مس
- ۲۲.....۱-۷-۲- تاریخچه صنعت مس در جهان
- ۲۲.....۲-۷-۲- تاریخچه صنعت مس در ایران
- ۲۳.....۸-۲- تولید مس در جهان
- ۲۳.....۱-۸-۲- میزان تولید مس در جهان
- ۲۳.....۲-۸-۲- تولیدکنندگان عمده مس در جهان
- ۲۵.....۳-۸-۲- وضعیت تولید مس در ایران
- ۲۵.....۹-۲- میزان مصرف مس در جهان
- ۲۶.....۱۰-۲- مروری بر تجارت جهانی مس
- ۳۰.....۱۱-۲- عوامل موثر بر صنعت مس
- ۳۰.....۱-۱۱-۲- تاثیرات مثبت بر صنعت مس
- ۳۱.....۲-۱۱-۲- تاثیرات منفی بر صنعت مس
- ۳۳.....۱۲-۲- کاربرد مس در ایران

- ۳۳..... ۱۳-۲- چالشها و تهدیدهای پیش روی صنعت مس در ایران
- ۳۴..... ۱۴-۲- مروری بر پیشینه پژوهش
- ۳۴..... ۱-۱۴-۲- مطالعات خارجی
- ۳۹..... ۲-۱۴-۲- مطالعات داخلی
- ۴۳..... فصل سوم: روش شناسی تحقیق
- ۴۴..... ۱-۳- مقدمه
- ۴۴..... ۲-۳- گریزی بر اقتصاد سنجی
- ۴۵..... ۳-۳- مبانی رگرسیون
- ۴۶..... ۱-۳-۳- روش برآورد پارامترهای مدل رگرسیون خطی
- ۴۷..... ۴-۳- معرفی مدل
- ۴۷..... ۵-۳- تعاریف
- ۴۸..... ۱-۵-۳- فرآیند تصادفی
- ۴۸..... ۲-۵-۳- سری‌های زمانی
- ۴۸..... ۳-۵-۳- مانایی قوی (دقیق)
- ۴۹..... ۴-۵-۳- مانایی ضعیف
- ۴۹..... ۵-۵-۳- نامانایی
- ۴۹..... ۶-۵-۳- نوفه سفید
- ۵۰..... ۷-۵-۳- گام تصادفی
- ۵۱..... ۸-۵-۳- گام تصادفی با عرض از مبدا

۵۱ روندهای زمانی ۹-۵-۳
۵۴ سری‌های زمانی مانا ۶-۳
۵۴ ایستایی متغیرها ۷-۳
۵۶ آزمون ریشه واحد دیکی - فولر ۱-۷-۳
۵۷ آزمون ریشه واحد دیکی - فولر گسترش یافته ADF ۲-۷-۳
۵۸ آزمون ریشه واحد فیلیپس - پرون ۳-۷-۳
۵۹ مدل خود بازگشت (خودرگرسیون) برداری ۸-۳
۶۳ آزمون نسبت درست‌نمایی ۱-۸-۳
۶۴ معیار اطلاعات آکائیک و معیار شوارتز ۲-۸-۳
۶۴ هم‌انباشتگی: مورد دومتغیره ۹-۳
۶۵ آزمونهای هم‌انباشتگی ۱-۹-۳
۶۷ آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن و یوسیلیوس ۲-۹-۳
۶۷ هم‌انباشتگی و VAR ۳-۹-۳
۷۲ تعیین الگوی مطلوب ۴-۹-۳
۷۳ برآورد الگوی تصحیح خطای برداری ۱۰-۳
۷۵ فصل چهارم: برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها
۷۶ مقدمه ۱-۴
۷۶ معرفی متغیرها ۲-۴
۷۶ مصرف مس ۱-۲-۴

- ۷۷..... ۲-۲-۴- قیمت مس
- ۷۸..... ۳-۲-۴- قیمت آلومینیوم
- ۷۹..... ۴-۲-۴- قیمت نفت
- ۸۰..... ۵-۲-۴- شدت صنعتی شدن
- ۸۱..... ۳-۴- معرفی مدل
- ۸۲..... ۱-۳-۴- آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل
- ۸۳..... ۲-۳-۴- آزمون هم انباشتگی
- ۸۶..... ۳-۳-۴- برآورد الگوی تصحیح خطای برداری
- ۸۷..... فصل پنجم: نتیجه‌گیری و پیشنهادات
- ۸۸..... ۱-۵- مقدمه
- ۸۸..... ۲-۵- نتایج مدل برآورد شده
- ۹۰..... ۳-۵- بررسی فرضیات تحقیق
- ۹۰..... ۴-۵- پیشنهادات برای تحقیقات آتی
- ۹۲..... منابع و مآخذ

فهرست اشکال

- شکل ۱-۲ فلز مس ۱۰
- شکل ۲-۲ منحنی تقاضای کالای X ۱۲
- شکل ۳-۲ منحنی مربوط به عرضه کالای X ۱۳
- شکل ۴-۲ منحنی مربوط به تعادل کالای X ۱۴
- شکل ۵-۲ منحنی مربوط به رابطه بین شدت استفاده از فلز مس و تولید ناخالص داخلی ۱۵
- شکل ۶-۲ چارچوب مفهومی تحقیق ۱۶
- شکل ۷-۲ میزان تولید مس جهان ۲۴
- شکل ۸-۲ مهمترین کشورهای تولیدکننده مس ۲۴
- شکل ۹-۲ (الف) تجارت جهانی کنسانتره، (ب) تجارت جهانی کاتد ۲۶
- شکل ۱۰-۲ روند تغییرات قیمت مس ۲۷
- شکل ۱۱-۲ بالانس عرضه و تقاضا ۲۸
- شکل ۱۲-۲ تناسب بین تغییرات مصرف مس (صورتی) با GDP جهان (آبی) ۲۹
- شکل ۱۳-۲ تناسب بین تغییرات قیمت مس با GDP چین ۲۹
- شکل ۱-۴ تغییرات مصرف مس ۷۷
- شکل ۲-۴ تغییرات قیمت مس ۷۸
- شکل ۳-۴ تغییرات قیمت آلومینیوم ۷۹
- شکل ۴-۴ تغییرات قیمت نفت ۸۰
- شکل ۵-۴ تغییرات شدت صنعتی شدن ۸۱

فهرست جداول

- جدول ۱-۲ میزان مصرف مس و آلیاژهای آن در صنایع مختلف ۱۷
- جدول ۲-۲ مهمترین معادن مس کشور و میزان ذخایر هر یک ۲۱
- جدول ۱-۴ آزمون پایایی متغیرهای مدل با عرض از مبدا و روند ۸۳
- جدول ۲-۴ تعیین وقفه بهینه با استفاده از معیار شوارتز ۸۴
- جدول ۳-۴ تعیین بردارهای هم‌انباشتگی براساس آزمون اثر ۸۴
- جدول ۴-۴ تعیین بردارهای هم‌انباشتگی براساس آزمون حداکثر مقدار ویژه ۸۴

فصل اول

کلیات تحقیق

۱-۱- مقدمه

مواد معدنی بخش عمده‌ای از نهاده‌های صنایع است. وجود مواد معدنی فراوان زمینه‌ساز رشد و توسعه‌ی صنعتی است. به دلیل پایان‌پذیری منابع، استفاده بهینه از آنها اهمیت فراوانی دارد. فراوانی مواد معدنی گوناگون از مزیت‌های ایران است.

مس^۱ یکی از فلزات ارزشمند و پرمصرف در بازارهای جهانی است و از اهمیت و جایگاه خاص صنعتی در اقتصاد جهانی برخوردار است. میزان مصرف این فلز به دلیل ارتباط مستقیم آن با فعالیت‌های صنعتی و اقتصادی یکی از شاخص‌های اصلی رشد اقتصادی محسوب می‌گردد.

فلز مس سومین فلز پرمصرف، پس از فولاد^۲ و آلومینیوم^۳ در جهان است. ویژگی‌های منحصر بفرد این فلز زمینه کاربرد وسیع مس و آلیاژهای آن، در صنایع مختلف از قبیل ساختمان‌سازی، خودروسازی، صنایع الکتریکی، صنایع نظامی و ... را فراهم آورده است، بطوریکه که مقدار مصرف آن در کمتر از یک قرن، حدود ۲۰ برابر افزایش یافته است [۱۸].

بررسی تابع مصرف مس^۴ در ایران از آن جهت اهمیت دارد که کشور ایران در بین کشورهای دارای ذخایر مس، از جایگاه مناسبی برخوردار است. بخش‌هایی از ایران که از لحاظ ذخایر معدنی بر روی کمر بند جهانی مس قرار گرفته است، از جنوب شرقی ایران شروع و تا شمال غربی و نواحی آذربایجان ادامه دارد. از مجموع ۳۵ میلیارد تن سنگ مس جهان، حدود ۱۱ درصد آن مربوط به ایران می‌باشد و همین موضوع می‌تواند تاثیر زیادی در رشد تولیدات صنعتی دارای نهاده مس و صادرات غیرنفتی کشور داشته باشد [۵].

مطالعات نظری نشان می‌دهد که متغیرهایی نظیر قیمت مس^۵ [۲۳]، قیمت آلومینیوم به‌عنوان کالای جانشین^۱ [۲۳]، قیمت نفت^۲ به‌عنوان کالای مکمل^۳ [۴۰]، و شدت صنعتی شدن^۴ کشورها [۳۴]، به

¹ Copper

² Steel

³ Aluminum

⁴ Copper Consumption Function

⁵ Copper Price

عنوان متغیر جانشین شدت نیاز به مصرف مس، از مهمترین عوامل موثر بر مصرف مس قلمداد می- شوند. برای این منظور، هدف اصلی این تحقیق استخراج عوامل موثر بر مصرف مس در ایران با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی سری زمانی^۵ است. سوالات مهمی که این تحقیق در پی پاسخ به آنها می‌باشد عبارتند از: آیا بین متغیرهای قیمت مس و مصرف مس در ایران رابطه‌ای وجود دارد؟ و اینکه آیا بین سایر عوامل موثر بر مصرف مس نظیر قیمت کالاهای جانشین و مکمل و شدت صنعتی شدن، با متغیر مصرف مس ارتباطی وجود دارد؟ برای انجام این مطالعه، داده‌های خام و اولیه از دو پایگاه بانک جهانی^۶ و انجمن بین المللی مطالعات مس^۷ طی سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۹۰ به صورت فصلی استخراج و سپس با استفاده از نرم‌افزار کامپیوتری، متغیرهای مورد نیاز محاسبه و در تخمین مدل اقتصادسنجی^۸ مورد استفاده قرار خواهند گرفت. مدل اقتصادسنجی مورد استفاده نیز با رهیافت یوهانسن^۹ در داده‌های سری زمانی تخمین زده خواهد شد.

۱-۲- بیان مسئله

مس یکی از فلزات ارزشمند و پرمصرف در بازارهای جهانی است و از اهمیت و جایگاه خاص صنعتی در اقتصاد جهانی برخوردار است. میزان مصرف این فلز به دلیل ارتباط مستقیم آن با فعالیتهای صنعتی و اقتصادی یکی از شاخص‌های اصلی رشد اقتصادی محسوب می‌گردد [۱۸]. گسترش اقتصاد جهانی اصلی‌ترین عامل به وجودآورنده تقاضای مس^{۱۰} می‌باشد. این تقاضا ناشی از افزایش استفاده از محصولات سنتی و همچنین محصولات جدید ساخته شده از آلیاژهای مس^{۱۱} می‌باشد. پیش‌بینی می-

¹ Substitute Good

² Oil Price

³ Complementary good

⁴ Industrialization intensity

⁵ Time Series Econometrics

⁶ World Bank

⁷ International Copper Study Group

⁸ Econometric Model

⁹ Johansen

¹⁰ Copper Demand

¹¹ Copper Alloys

شود تقاضای مس شاهد رشد چشمگیری در سال‌های آتی باشد. عمده‌ترین دلیل افزایش تقاضای مس، ناشی از توسعه سریع اقتصاد کشورها می‌باشد.

همه این عوامل و با توجه به اینکه کشور ایران در سال‌های اخیر تحت شدیدترین تحریم‌ها از سوی برخی کشورها قرار گرفته است و خودکفایی اقتصادی را در صدر برنامه‌های خود قرار داده است، و با توجه به اینکه تحقیقات بسیار محدودی در این زمینه انجام شده است، لازم است تا پیش‌بینی‌های علمی و دقیق از وضعیت صنایع مختلف در آینده را در اختیار داشته باشد.

چهار متغیر مورد بررسی در این پژوهش، مصرف مس (به عنوان متغیر وابسته)، قیمت مس، قیمت انرژی (نفت) به عنوان کالای مکمل، قیمت آلومینیوم به عنوان کالای جایگزین و شدت صنعتی شدن (به عنوان متغیرهای مستقل) هستند که در کوتاه مدت و بلندمدت به آنها پرداخته خواهد شد.

۱-۳- ضرورت انجام تحقیق

مس کمک بزرگی به اقتصاد ملی کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه می‌کند. استخراج معدن^۱، فرآوری^۲، بازیافت^۳ و تبدیل این فلز به کالاهای مورد نیاز جامعه علاوه بر ایجاد اشتغال برای نیروی کار باعث تولید ثروت برای جامعه می‌گردد.

ایران با داشتن ذخایر غنی از کانسارهای مس^۴ استعداد زیادی در توسعه این بخش دارد. با توجه به اینکه مس نقش زیادی در توسعه اقتصادی جوامع دارد و در واقع با رشد تولیدات صنعتی همبستگی زیادی دارد، از این رو صنعت مس کشور با رشد تولیدات صنعتی کشورهای جهان می‌تواند نقش مهمی در توسعه اقتصادی کشور بازی نماید و به یکی از عمده‌ترین منابع ارزآور کشور تبدیل گردد. لذا توجه به این صنعت امری ضروری و اجتناب‌ناپذیر می‌باشد [۵].

¹ Extraction
² Processing
³ Recycling
⁴ Copper Deposit

مطالعات متعددی در دنیا در مورد عوامل موثر بر قیمت مس صورت گرفته است، همچنین مدل‌های بسیار زیادی برای مدل‌سازی قیمت مس ارائه شده است. با این حال مرور مطالعات داخلی در ایران نشان می‌دهد که تاکنون مطالعه‌ای که به بررسی عوامل موثر بر مصرف مس در ایران پرداخته باشد، انجام نشده است. از این‌رو، با توجه به اهمیت موضوع و فقدان مطالعه مشابه، ضرورت دارد تا در مطالعه مستقلی به بررسی عوامل موثر بر مصرف مس پرداخته شود. و لذا با انجام این مطالعه می‌توان عوامل موثر بر مصرف مس را بررسی کرد و در صورت تغییر هر یک از این عوامل در آینده می‌توان پیش‌بینی مناسبی از تقاضای مس در آینده داشت که این امر باعث می‌شود تا امکان انتخاب سیاست‌های مناسب فروش و صادرات توسط تولیدکنندگان داخلی مس به وجود آید و از تحولات آتی مس بهره‌مند شد.

۴-۱- اهداف تحقیق

اهداف اصلی و فرعی این مطالعه را می‌توان به صورت زیر بیان کرد.

هدف اصلی

- تعیین رابطه بین قیمت مس و میزان مصرف آن.

همچنین اهداف فرعی زیر نیز بررسی می‌شوند:

۱- تعیین رابطه میان شدت صنعتی شدن کشور و میزان تقاضای مس.

۲- تعیین رابطه میان قیمت انرژی و آلومینیوم به عنوان کالاهای مکمل و جایگزین و مصرف مس.

۵-۱- فرضیه‌ها

در این تحقیق سعی شده است تا فرضیه‌های زیر مورد آزمون قرار گیرند.

۱- با افزایش قیمت مس در ایران، میزان مصرف آن کاهش می‌یابد.

۲- با افزایش قیمت کالای جایگزین، میزان مصرف مس افزایش می‌یابد.

۳- با افزایش قیمت انرژی، میزان مصرف مس کاهش می‌یابد.

۴- با افزایش میزان صنعتی شدن کشور، میزان مصرف مس افزایش می‌یابد.

۱-۶- روش انجام تحقیق

مراحل اصلی روش تحقیق در این پژوهش عبارتند از:

۱- بیان مسئله

۲- تدوین فرضیه

۳- جمع آوری اطلاعات و داده‌های مربوطه

۴- طبقه‌بندی اطلاعات جمع آوری شده

۵- مطالعه اطلاعات

۶- تعیین اعتبار فرضیه

۷- تدوین و تنظیم گزارش پژوهش

در این پژوهش به منظور بررسی " عوامل موثر بر مصرف مس و تخمین مدل مناسب مصرف مس در ایران " از داده‌های بانک جهانی و انجمن بین المللی مطالعات مس استفاده شده است. داده‌های به کار گرفته شده به صورت فصلی و در دوره ۱۳۹۰-۱۳۷۰ می‌باشد.

در مرحله بعد با به کارگیری الگوی خود بازگشت (خودرگرسیون) برداری^۱ و تعیین وقفه بهینه^۲ و پس از آن انجام آزمون هم‌انباشتگی^۳ یوهانسون، به بررسی وجود رابطه تعادلی بلندمدت هم‌انباشته از مدل الگوی تصحیح خطای برداری^۴ استفاده گردد تا در نهایت به تفسیر نتایج آن پرداخته شود. نرم‌افزارهای به کار رفته در پژوهش نرم‌افزار اقتصادسنجی ۸ Eviews و نرم‌افزار Excel می‌باشد. روش تجزیه و تحلیل اطلاعات از نوع کمی می‌باشد.

¹ Auto Regressive

² Optimum Lag

³ Cointegration Test

⁴ Vector Error Correction Model

از آن جا که در روش تحقیق علی کشف علت‌ها یا عوامل بروز یک رویداد مورد مطالعه قرار می‌گیرد و محقق به شناسایی متغیرها و عوامل اثر گذار می‌پردازد. ما نیز سعی در بررسی عوامل مؤثر بر مصرف مس را داریم، لذا نوع روش این تحقیق، تحلیلی علی می‌باشد.

۷-۱- ساختار پایان نامه

فصل اول به کلیات اختصاص دارد که در این فصل موضوعاتی از قبیل بیان مسأله تحقیق، اهمیت موضوع، اهداف، سوالات و فرضیه‌های پژوهش، و روش شناسی پژوهش بیان می‌شود. فصل دوم به مفاهیمی در مورد مصرف و تقاضای مس می‌پردازد و همچنین کلیاتی در مورد تولید و مصرف مس در ایران و جهان بیان می‌دارد. در پایان این فصل، به مطالعات گذشته مرتبط که در داخل و خارج ایران صورت گرفته است پرداخته می‌شود. در فصل سوم اصول اقتصادسنجی و مبانی مدل‌های مختلف به کار رفته در تحقیق به طور اجمالی بررسی می‌شود. فصل چهارم با توجه به مدل‌های معرفی شده در فصل سوم، به برآورد مدل با استفاده از داده‌های مربوطه می‌پردازد و در آخر به بررسی فرضیه‌ها پرداخته می‌شود. در فصل پنجم نیز به بررسی نتایج و اعلام پیشنهادها و راهکارهای بهتر شدن تخمین مصرف مس پرداخته می‌شود.

فصل دوم

ادبیات موضوعی تحقیق

۲-۱- مقدمه

مس فلز قرمز رنگی است که از خاصیت هدایت الکتریکی و حرارتی بسیار بالایی برخوردار است (در بین فلزات خالص، تنها خاصیت هدایت الکتریکی نقره در حرارت اطاق از مس بیشتر است). چون قدمت مصنوعات مسی کشف شده به ۸۷۰۰ سال قبل از میلاد برمی‌گردد، احتمالاً این فلز قدیمی‌ترین فلز مورد استفاده انسان است. مس علاوه بر اینکه در سنگهای معدنی گوناگون وجود دارد، به حالت فلزی نیز یافت می‌شود (شکل ۱-۲).

این فلز را یونانیان تحت عنوان Chalkos می‌شناختند، بعدها این کلمه به فرم ساده تر Cuprum درآمد و در نهایت در زبان انگلیسی به لغت Copper تبدیل شد. نشان این عنصر در جدول تناوبی Cu است.



شکل ۱-۲ فلز مس

مس فلزی چکش‌خوار و انعطاف‌پذیر است که رسانای عالی گرما و الکتریسیته و مقاوم در برابر فرسایش می‌باشد. این عنصر به صورت طبیعی در پوسته زمین وجود دارد. مس به عنوان یک ماده غذایی نیز نقش حیاتی در حفظ سلامت افراد دارد. مس و آلیاژهای آن برای کاربردهای مختلفی مورد استفاده قرار می‌گیرند که برای یک سطح زندگی معقول مناسب است. تولید و استفاده از آن در توسعه جامعه ضروری بوده و عامل مهمی در تضمین توسعه پایدار جامعه است [۲].

۲-۲- چارچوب نظری و مفهومی

۲-۲-۱- تقاضا

تقاضا، حداکثر مقدار کالایی است که با توجه به قیمت آن توسط فرد خریداری می‌شود. البته لازم به

ذکر است که، تقاضا برای خدمات نیز صورت می‌گیرد، مانند خدمات حمل و نقل مسافر [۱].

نیاز و تقاضا با هم تفاوت دارند. ما به کالا و خدمات زیادی نیاز داریم ولی ممکن است تقاضا نکنیم. به

عنوان مثال فردی ممکن است به هواپیما نیاز داشته باشد ولی تقاضا نمی‌کند. بعضی نیازهای ما با

توجه به قیمت و درآمد و ... تبدیل به تقاضا می‌شود [۱].

مقدار تقاضای کالای x تحت تأثیر عوامل زیر است که مهمترین آنها عبارتند از:

$$Q_x^d = f(P_x, I, P_y, T, A_x, E_d) \quad (۱-۲)$$

P_x : قیمت کالای x است.

P_y : قیمت سایر کالاها است.

I : درآمد یا بودجه مصرف‌کننده است.

T : سلیقه و رجحان مصرف‌کننده است که می‌تواند ناشی از نیازهای وی باشد که سرچشمه این نیازها

می‌تواند به سبب رسوم و عادات اجتماعی و یا بالاتر از همه، زاینده معیارهای ارزشی و اعتقادی وی

باشد.

A_x : تبلیغات برای کالای x است.

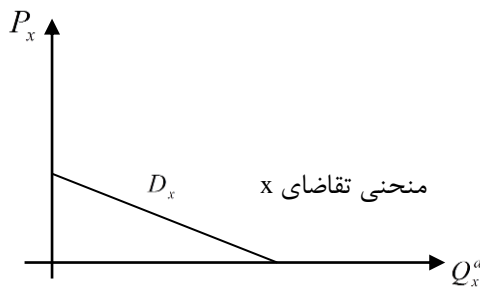
E_d : عامل انتظارات قیمتی تقاضا است، به طوری که تقاضای مصرف‌کننده، تحت تأثیر انتظار او از

فراهم بودن یا نبودن کالا در آینده و همچنین پیش‌بینی وی از روند قیمت‌های این کالا در آینده

است.

در حقیقت تابع تقاضا تابعی است که رابطه قیمت کالا و مقدار تقاضای همان کالا را با فرض ثابت

بودن سایر عوامل نشان می‌دهد (شکل ۲-۲) [۱].



شکل ۲-۲ منحنی تقاضای کالای X

۲-۲-۲- عرض

عرضه یک کالا حداکثر مقدار از آن کالا است که فروشنده با توجه به قیمت آن کالا در بازار ارایه می‌کند. البته لازم به ذکر است که در اقتصاد عرضه خدمات هم داریم. مانند عرضه خدمات تاکسیرانی

[۱].

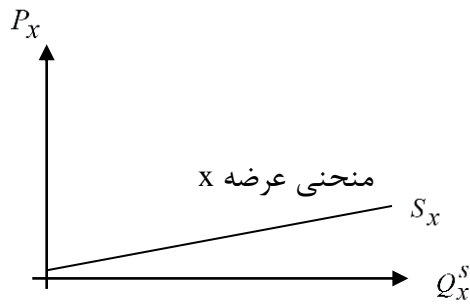
به جز عامل قیمت، P_x که مهمترین متغیر مؤثر در عرضه است، عوامل دیگری مانند هزینه تولید (TC که شامل قیمت نهادهای تولید و ... می‌شود)، قیمت کالاهای مرتبط (P_y)، سطح تکنولوژی یا دانش فنی (T)، عامل انتظارات قیمتی عرضه (E_s) و ... در عرضه یک کالا، مؤثر می‌باشند. در کل، عرضه با سود در ارتباط است. اگر سود افزایش یابد، عرضه نیز افزایش می‌یابد و برعکس؛ سود نیز به عوامل فوق بستگی دارد. بنابراین صورت کلی تابع عرضه انفرادی را می‌توانیم به صورت زیر نشان دهیم:

$$Q_x^s = f(P_x, TC, P_y, T, E_s) \quad (۲-۲)$$

این تابع را می‌توان به دو گونه معنی کرد:

۱. حداقل قیمتی که عرضه کننده حاضر است کالا را عرضه کند.

۲. حداکثر مقداری را نشان می‌دهد که به ازای هر قیمت عرضه می‌شود [۱].



شکل ۳-۲ منحنی مربوط به عرضه کالای X

۳-۲-۲- تعادل

تعادل به وضعیتی گفته می‌شود که هیچ انگیزه، محرک و یا نیرویی برای تغییر آن، وجود نداشته باشد.

اگر در نقطه تعادل نباشیم، گرایش به تغییر داریم [۱].

شرط تعادل بازار این است که عرضه با تقاضا برابر باشد، به عبارت دیگر اضافه تقاضا و یا اضافه عرضه

برابر صفر باشد. از نظر هندسی تعادل در محل برخورد منحنی‌های تقاضا و عرضه به وجود می‌آید و به

این ترتیب می‌توان قیمت و مقدار تعادلی را به دست آورد [۱].

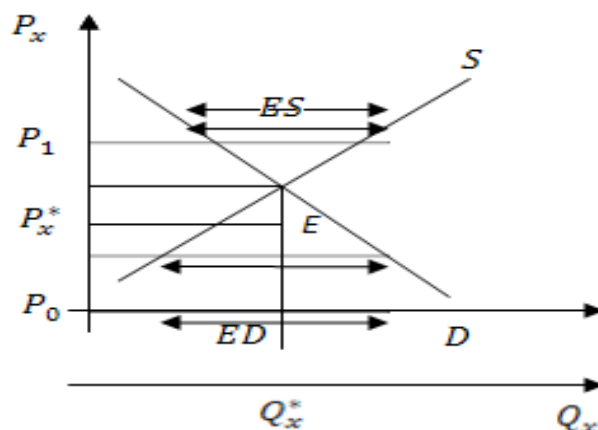
در شکل ۴-۲، E نقطه تعادل و P_x^* و Q_x^* به ترتیب قیمت و مقدار تعادلی است، زیرا در P_x^* ،

$Q_x^d = Q_x^s$ می‌باشد. P_1 قیمت تعادلی نیست زیرا در این قیمت اضافه عرضه ($ES = Q_x^s - Q_x^d$)

وجود دارد و انگیزه‌ای است که عرضه‌کنندگان قیمت کالا را کاهش دهند، تا کالاهایشان به فروش رود.

در قیمت P_0 اضافه تقاضا ($ED = Q_x^d - Q_x^s$) وجود دارد، بنابراین انگیزه برای افزایش قیمت وجود

دارد [۱].



شکل ۴-۲ منحنی مربوط به تعادل کالای X

۴-۲-۲- رشد اقتصادی و تقاضای فلزات

از گذشته‌های بسیار دور اندیشمندان تقاضای فلزات را مرتبط با رشد اقتصادی می‌دانستند که در بخش‌های شدت استفاده از فلزات نظیر ساخت‌وساز، حمل و نقل، ساخت تجهیزات صنعتی و ... تاثیرگذار می‌باشد. میزان استفاده از فلزات حتی به عنوان شاخصی از توسعه صنعتی یک کشور محسوب می‌شوند. همین امر نگرانی درمورد کاهش چشمگیر منابع زیرزمینی فلزات را بیش از پیش متوجه مصرف‌کنندگان می‌کند. توجه محققان معطوف به روند کاهشی رشد تقاضای فلزات در میان اقتصادهای OECD پس از ۱۹۷۳ علی‌رغم تداوم رشد فعالیت‌های صنعتی شده است. در نتیجه محققان مختلفی معتقدند که شدت رشد اقتصادی تنها عامل موثر در افزایش تقاضای فلزات در بازارهای آتی فلزات نمی‌باشد [۳۰] و [۲۲]. شدت صنعتی شدن مانند رابطه ۳-۲ تعریف می‌شود:

$$IND_t = \frac{D_t}{GDP_t} \quad (۳-۲)$$

که در رابطه ۳-۲، IND_t شدت صنعتی شدن برای دوره t ، D_t مجموع ارزش کالاهای صنعتی تولید شده، GDP_t میزان تولیدات ناخالص داخلی می‌باشد [۲۶]. مطالعات مختلف نشان می‌دهند که بین شدت استفاده از فلز مس و تولید ناخالص داخلی رابطه‌ای مانند شکل ۵-۲ وجود دارد [۲۷].



شکل ۵-۲ منحنی مربوط به رابطه بین شدت استفاده از فلز مس و تولید ناخالص داخلی

۵-۲-۲- مصرف

مصرف در اصطلاح اقتصادی عبارت است از ارزش پولی کالاها و خدماتی که از سوی افراد خریداری و تهیه می شود [۱۷]. برخی دیگر در تعریف مصرف می گویند: ثروت، منبع درآمد است و درآمد خالص (درآمد منهای استهلاک) به دو منظور استفاده می شود: بخشی از آن به انباشتن ثروت و پس انداز اختصاص می یابد و بخش دیگر، صرف تحصیل لذت می شود. آن قسمت از درآمد که صرف به دست آوردن لذت می گردد، مصرف نام دارد [۱۱].

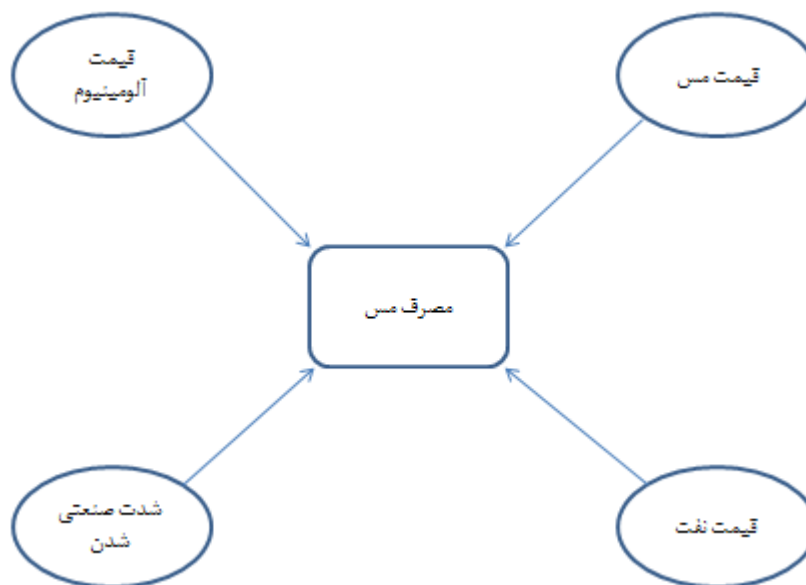
رابطه بین مصرف و عوامل مختلف (متغیرها)، تابع مصرف نامیده می شود و درآمد، مهم ترین متغیر تابع مصرف است؛ اما درآمد، یک واژه کلی است و می توان برداشت های متفاوتی از آن داشت؛ به عبارت دیگر درآمد را می توان به صورت درآمد مطلق، دائمی، نسبی، در طول زندگی و ... تعبیر نمود؛ که با توجه به هریک از این تعبیرها، نظریات متفاوتی ارائه می شود [۴].

موضوع مصرف به طور سیستماتیک با کتاب «نظریه عمومی» اثر جان مینارد کینز آغاز می شود، که در سال ۱۹۳۶ منتشر شد. نظریه ای که کینز از نوسانات اقتصادی ارائه کرد، تابع مصرف در کانون آن قرار گرفته بود و از آن زمان به بعد، در تجزیه و تحلیل های اقتصاد کلان، تابع مصرف، نقش تعیین کننده ای

داشته است. کینز معتقد بود که عوامل مختلفی بر تصمیمات مصرف تأثیرگذار است؛ اما در کوتاه‌مدت مهمترین عامل تأثیرگذار، درآمد است [۱۲].

به‌طور معمول، بحث مصرف در دو سطح خرد و کلان مطرح است؛ در سطح خرد بحث از این است که مصرف‌کننده با توجه به درآمد خود، به‌گونه‌ای مصرف می‌کند که مطلوبیتش حداکثر شود. به‌همین جهت، در سطح خرد گفته می‌شود که اصل با حاکمیت مصرف‌کننده است که با توجه به درآمد خود، درباره این که چه کالا و به چه میزان و چگونه تولید شود، اظهار نظر می‌نماید. در سطح کلان، بیشتر روی قاعده رفتاری که نسبت مصرف را با متغیرهای کلان مانند سرمایه‌گذاری، پس‌انداز، توزیع درآمد و رشد اقتصادی مشخص می‌کند، متمرکز می‌شود [۲۰].

شکل ۲-۶ چارچوب مفهومی مدل مورد مطالعه در تحقیق را نشان می‌دهد که در آن متغیر مصرف مس را تابعی از متغیرهای قیمت مس، قیمت آلومینیوم، قیمت نفت و شدت صنعتی شدن می‌داند.



شکل ۲-۶ چارچوب مفهومی تحقیق

۲-۳- موارد استفاده فلز مس

فلز مس کاربردهای مختلفی در صنایع دارد که مهمترین آنها عبارتند از:

- فلز مس در لوله‌های هدایت آب به کار می‌رود. همچنین این فلز در سیستم یخچال به عنوان متعادل‌کننده هوا به کار می‌رود.
 - در ماگنترون‌های موجود در مایکروویوها از فلز مس استفاده شده است.
 - به دلیل آنکه مس ظرفیت تحمل حرارتی بالایی دارد از آن در صفحات حرارتی کامپیوترها استفاده می‌کنند.
 - در لوله‌های مکش و لوله‌های اشعه کاتدی از مس استفاده می‌شود.
 - مس هادی بسیار خوب الکتریسیته است و از آن در کارهای مرتبط با الکتریسیته استفاده می‌شود.
 - مس یک ماده غیرقابل نفوذ برای آب است، لذا از آن برای مصارف ساختمانی استفاده می‌شود.
 - ترکیب مس و نیکل ماده‌ای را فراهم می‌کند که در برابر پوسیدگی مقاوم است و از آن در ساخت کشتی استفاده می‌شود.
 - اکثر ابزار و وسایل مرتبط با موسیقی از مس ساخته می‌شوند.
 - از مس در صنعت کاغذسازی استفاده می‌شود.
- همچنین از مس در کشاورزی، حمل و نقل (هواپیما و کامیون و ...)، صنایع نظامی (پوکه فشنگ، گلوله توپ و ...)، صنایع کشتی‌سازی، صنایع دارویی، انواع دستگیره‌های در و سایر اثاثیه ثابت خانه‌ها، انواع مجسمه‌ها (مانند مجسمه Liberty که حاوی ۱۷۹۰۰۰ پوند مس است) استفاده می‌شود.
- در جدول ۱-۲ درصد مصرف مس در صنایع مختلف شرح داده شده است.

جدول ۱-۲ میزان مصرف مس و آلیاژهای آن در صنایع مختلف [۳]

نوع مصرف	درصد مصرف مس	درصد عیار مورد نیاز مس
صنایع الکترونیک	۵۰-۶۱	۹۹/۹۹
صنایع ساختمانی	۱۶-۲۱	۹۹/۹۹
ماشین آلات	۹-۱۴	۹۹/۶
حمل و نقل	۵-۱۰	۹۹/۷۵
صنایع نظامی	۱-۴	۹۹/۹۹
سایر مصارف	۳-۵	۸۰-۹۹/۹۹

۲-۴- اشکال مس در طبیعت

مس معمولاً به شکل معدنی یافت می‌شود. کانی‌هایی مثل آزوریت، مالاکیت و برنیت همانند سولفیدهایی از جمله کالکوپیریت (CuFeS_2)، کولین (CuS)، کالکوزین (Cu_2S) یا اکسیدهایی مانند کوپریت (Cu_2O) از منابع مس هستند [۲].

۲-۵- انواع ذخایر مس

۲-۵-۱- ذخایر مس پورفیری^۱

این ذخایر، کانسارهای استوک‌ورک تا افشان بزرگ و عیار پایین مس هستند که ممکن است در بردارنده‌ی مقادیر ناچیز اما قابل بازیافت مولیبدن، طلا و نقره نیز باشند. این ذخایر معمولاً کانسارهای مس-مولیبدن یا مس-طلا هستند. ارزش این کانسارها تابعی از روش‌های معدنکاری حجیم، اعم از روباز و یا در صورت زیرزمینی بودن، استخراج بلوکی است. بیشتر این کانسارها دارای ۰/۴ تا ۱٪ مس و تناژی تا ۱۰۰۰ میلیون تن هستند [۳].

۲-۵-۲- ذخایر سولفیدی مس^۲

بیشتر این نهشته‌ها در محیط‌های دریایی یا دلتایی غیرآتشفشانی یافت می‌شوند. این نهشته‌ها، از نظر زمانی و مکانی پراکندگی گسترده از پروتروزوئیک تا ترشیاری دارند و تناژ آن‌ها می‌تواند از چند صد میلیون تن تا مقادیر نیمه اقتصادی متغیر باشد. به طور کلی از نظر شکل، عدسی‌مانند تا چینه‌سان بوده و درازا در آن‌ها دست‌کم ده برابر پهناست. در بیشتر موارد، بیش از یک لایه‌ی ماده‌ی معدنی وجود دارد.

¹ - Porphyry Copper

² - Copper Sulfide

حدود دو سوم کانسارهای اصلی در شیل‌های آهکی احیاشده‌ی پیریتی سرشار از مواد آلی، یا هم‌ارز دگرگونی آنها یافت می‌شوند، اما تقریباً یک‌سوم باقی‌مانده‌ی آن‌ها در ماسه‌سنگ‌هاست. این سنگ‌های میزبان، در رسوب‌های بی‌اکسیژن پارالیک دریایی (یا رسوب‌های دریاچه‌ای شور بزرگ‌مقیاس) یافت می‌شود که بلافاصله بر روی رسوب‌های تخریبی قاره‌ای سرخ و اکسیدشده، واقع است. این‌گونه نهشته‌ها در توالی‌های سنگی، پس از نخستین پیدایش لایه‌های سرخ (۲۴۰۰ میلیون سال) قرار دارند و سن آن‌ها تا امروز می‌رسد [۳].

۲-۵-۳- ذخایر Stratabound

این ذخایر، تولیدکننده‌های اصلی سرب و روی و گاه فلوریت و باریت هستند. در برخی میدان‌های معدنی، به ویژه نواحی معدنی ایرلند مرکزی، مس دارای اهمیت است. از نظر عیار در تعدادی از معادن جهان، نقره و مس و همین‌طور کادمیم و ژرمانیم، فرآورده‌های جنبی مهمی به شمار می‌روند [۳].

۲-۶- وضعیت ایران از نظر ذخایر مس

ایران از دیرباز به عنوان یکی از پتانسیل‌های مهم اقتصادی مس پورفیری در دنیا شناخته شده است و از نظر مس‌زایی در بهترین شرایط متالورژی قرار گرفته است. از دیدگاه تکتونیکی کشور ایران در سیستم کوهزایی آلپ-همیالیا (آلپی) واقع شده است. از نظر کانی‌سازی، کمربند جهانی مس (کمربند آلپ-همیالیا) که از کوه‌های آلپ در اروپای غربی شروع شده و پس از عبور از کشورهای اروپای شرقی و ترکیه از ناحیه مرزی جلفا وارد ایران شده و از جنوب شرق وارد افغانستان، پاکستان و هندوستان گشته و به کوه‌های همیالیا ختم می‌شود.

کشور ایران در بین کشورهای دارای ذخایر مس از جایگاه مناسبی برخوردار است. بخش‌هایی از ایران که از لحاظ ذخایر معدنی بر روی کمربند جهانی مس قرار گرفته است از جنوب شرقی ایران شروع و تا شمال غربی و نواحی آذربایجان ادامه دارد.

کانسارهای مس ایران عمدتاً از دو نوع رگه‌ای و پورفیری تشکیل شده است. کانی‌سازی مس در این نهشته‌های معدنی ناشی از برخورد توده‌های نفوذی به داخل اسکارن‌های آهکی و سنگ‌های آتشفشانی است.

با توجه به قرارگیری کشور ایران بر روی کمربند فلززایی و وجود ذخایر غنی مس در داخل کشور مانند مس سونگون، مس سرچشمه، خاتون آباد، قلعه زری، چهل کوره، میدوک و صادرات (عمدتاً به چین) از جایگاه ویژه‌ای در بازار جهانی مس برخوردار است.

با مطالعه و بررسی ذخایر مهم و درخور توجه کشور بر مبنای گزارش وزارت معادن و فلزات در سال ۲۰۱۱ درمورد فهرست معادن فعال کشور بطور تقریبی میزان ذخایر مس کشور حدود ۲۱ میلیون تن بدست آمد. مجموع ذخایر قطعی سنگ مس ایران در سال ۲۰۰۱ حدود یک میلیارد تن برآورد شده است. ذخیره ایران در سال ۲۰۰۰، ۱۴۱۹۷ هزار تن و در سال ۲۰۰۳ ذخیره قطعی معادن مس ایران حدود ۱۹۰۰ میلیون تن برآورد شده است. عمده این ذخایر در استان‌های کرمان و آذربایجان قرار دارد. بدیهی است که میزان واقعی ذخیره با در نظر گرفتن ذخیره احتمالی موجود در مورد برخی از کانسارها و همچنین بسیاری از کانسارهای درخور توجه کشور که اکتشافات نیمه‌تفصیلی تا تفصیلی نیز بر روی آنها صورت گرفته است، ولی در محاسبه فوق در نظر گرفته نشده‌اند بسیار بالاتر از این مقدار خواهد بود. ضمناً با راه‌اندازی طرح‌های استحصال مس از روش لیچینگ (بدست آوردن مس از اکسیدهای این عنصر) و یا بایولیچینگ (بدست آوردن مس از ذخایر سولفیدی کم‌عیار) که هم‌اکنون در مرحله آزمایشگاهی و آزمون و خطا قرار دارد، قطعاً میزان مس تولید شده کشور بالاتر خواهد رفت [۳]. کشور ایران در بین کشورهای دارای ذخایر مس از جایگاه مناسبی برخوردار است بطوری که از مجموع ۳۵ میلیارد تن سنگ مس جهان حدود ۱۱ درصد آن مربوط به ایران است [۵].

جدول ۲-۲ مهمترین معادن مس کشور و میزان ذخایر هر یک [۳]

ردیف	نام معدن	استان	ذخیره قطعی (تن)	ذخیره احتمالی (تن)
۱	مزرعه اهر	آذربایجان شرقی	۳۰۱۸۹۴	۸۶۰۳۵
۲	سونگون اهر	آذربایجان شرقی	۶۶۰۰۰۰۰۰	۱۰۰۰۰۰۰۰۰
۳	مس انجرد	آذربایجان شرقی	۲۰۰۰۰	* -
۴	جیان بوانات	فارس	۲۳۴۶۰۰۰	-
۵	مس سرچشمه	کرمان	۱۲۲۳۸۸۷۴۰۰	-
۶	مس میدوک	کرمان	۸۳۸۳۰۰۰۰	۱۴۲۱۰۰۰۰۰
۷	مس چهار گنبد سیرجان	کرمان	۳۴۰۰۰۰۰	۵۴۸۸۰۰۰
۸	مس قلعه زری	خراسان	۳۶۰۰۰۰	-
۹	مس و سرب و روی تکنار	خراسان	۷۹۰۰۰	-
۱۰	مس چاه موسی	سمنان	۱۸۰۰۰۰	۳۶۰۰۰۰
۱۱	مس کلوت	سمنان	۶۰۰۰۰۰	-
۱۲	مس قلعه سوخته	سمنان	۷۰۰۰۰	-

*. داده‌ای گزارش نشده است

۲-۷- تاریخچه صنعت مس

۲-۷-۱- تاریخچه صنعت مس در جهان

شواهد باستان‌شناسی نشان می‌دهد که مس یکی از نخستین فلزاتی است که توسط انسان مورد استفاده قرار گرفته است و حداقل ۱۱ هزار سال قبل برای ساخت اقلامی چون سکه و زیورآلات در غرب آسیا مورد استفاده قرار می‌گرفت. در دوران ماقبل تاریخ، بشر متوجه شد که چگونه مس را استخراج کند و برای ساخت ابزارآلات از آن بهره بگیرد. یونانیان در دوران ارسطو با چگونگی ساخت آلیاژ برنج به عنوان یکی از آلیاژهای ارزشمند مس آشنا شدند. در آمریکای جنوبی، تمدن‌های مایا، اینکاها و آزتک از مس بهره می‌بردند و در دوران قرون وسطی، مصنوعات مسی و برنزی در چین، هند و ژاپن رونق یافتند [۱۸].

۲-۷-۲- تاریخچه صنعت مس در ایران

در سالهای ۱۲۷۱ تا ۱۳۱۵ هجری شمسی یک کارشناس آلمانی، در جریان احداث خط تلگراف منطقه سیرجان به رفسنجان، از سرچشمه می‌گذرد. او در یادداشت‌های خود اشاراتی به وجود معدن مس سرچشمه می‌کند. در سال ۱۳۲۱ آقای مهندس علی انتظام معدن مس سرچشمه را بعنوان موراسبان ثبت می‌کند. در سال ۱۳۴۱ برادران رضایی با مشارکت شرکت سلکشن تراست، شرکت سهامی صنایع مس کرمان (K.C.I) را تاسیس می‌کنند.

در ۲۲ آذر ۱۳۵۱ شورای اقتصاد وقت، معدن مس سرچشمه را ملی اعلام کرد. در اسفند ۱۳۵۱ قانون تشکیل شرکت سهامی معادن مس سرچشمه تصویب می‌گردد و سپس موافقتنامه اصولی در اسفند ۱۳۵۱ و قرارداد در تیر ۱۳۵۱، فی مابین شرکت سهامی معادن مس سرچشمه و آناکاندا منعقد می‌گردد و پارسونز جوردن بعنوان پیمانکار ساخت کارخانجات مجتمع مس سرچشمه وارد صنعت مس ایران می‌گردد.

در ۲۱ تیر ۱۳۵۵ قانون تاسیس شرکت ملی صنایع مس ایران تصویب می‌شود و شرکت سهامی معادن مس سرچشمه به شرکت ملی صنایع مس ایران تغییر نام می‌دهد. در قانون تاسیس این شرکت کلیه فعالیت‌های معادن مس کشور اعم از اکتشافات، بهره برداری، تولید محصولات پرعیار سنگ مس، ذوب، پالایش و صنایع جنبی و تولید محصولات فرعی مس و همچنین توزیع، فروش داخلی و صادرات مس از اهم وظایف قانونی شرکت ملی صنایع مس ایران می‌باشد [۱۸].

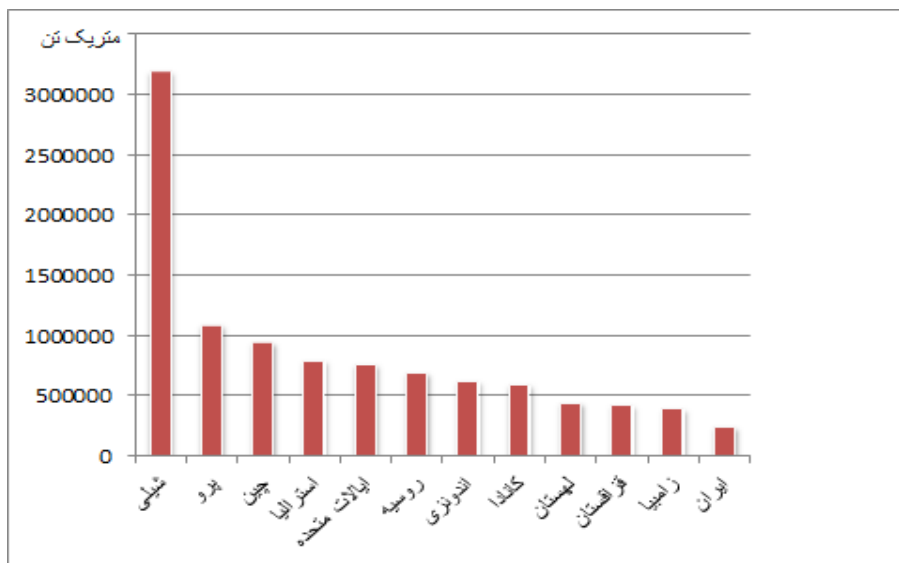
۲-۸- تولید مس در جهان

۲-۸-۱- میزان تولید مس در جهان

برطبق گزارش‌های منتشره توسط گروه‌های فعال بین‌المللی از جمله CRU Group بیشترین میزان تولید مس در مناطق آسیا، آمریکای جنوبی و مرکزی و اروپا بوده است. بر طبق گزارش این نهاد، در سال ۲۰۱۱ چین با تولید ۲۱ درصد مس رتبه نخست تولید جهان را دارا بوده است. نکته قابل توجه در این اثنا این است که چین در مقام ذخایر بین‌المللی در رتبه ۱۱ جهانی قرار دارد. بعد از چین، شیلی در رتبه دوم تولید قرار دارد و ۱۵ درصد تولید جهانی را در دست دارد. رتبه سوم تولید مس با ۷ درصد در اختیار ژاپن می‌باشد. در میان تولید مس در آسیا، چین، ژاپن و هند به ترتیب در رتبه‌های نخست قرار دارند و در این سال کشورهای آسیایی توانسته‌اند که حدود ۴۱ درصد تولید مس را در جهان به خود اختصاص دهند و پیش‌بینی شده است که میزان تولید مس در این ناحیه تا سال ۲۰۱۵ به ۱۳ میلیون تن برسد [۲۱].

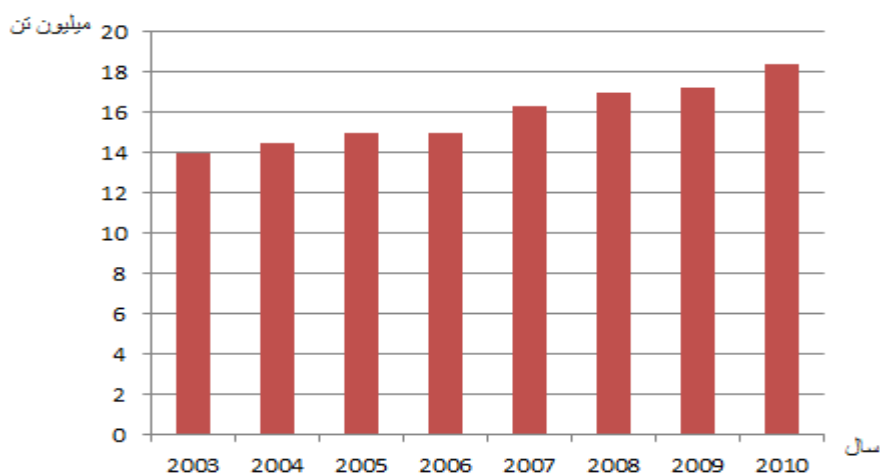
۲-۸-۲- تولیدکنندگان عمده مس در جهان

قسمت عمده معادن مس جهان در کشور شیلی واقع است؛ شکل ۲-۷ مهمترین کشورهای تولیدکننده مس جهان را نشان می‌دهد.



شکل ۲-۷ مهم‌ترین کشورهای تولیدکننده مس (۲۰۰۹) [۵۷]

نمودار شکل ۲-۸ میزان تولید مس جهان را تا سال ۲۰۱۰ نشان می‌دهد. مطابق شکل میزان تولید مس در سال ۲۰۱۰ به میزان ۱۸ میلیون تن بوده است. بررسی طرح‌های توسعه‌ای تولید مس نشان می‌دهد، در دوره ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۵ تولید جهانی مس با رشد قابل ملاحظه‌ای همراه خواهد بود. اما تجربه سالهای گذشته حاکی از این است که پیش‌بینی‌های انجام شده در مورد میزان تولید جهانی مس با اشتباهات فراوانی همراه بوده است. در واقع می‌توان یکی از دلایل افزایش چشمگیر قیمت جهانی مس را عدم تطابق میزان واقعی تولید جهانی مس با میزان پیش‌بینی شده برای آن دانست.



شکل ۲-۸ میزان تولید مس جهان [۵۵]

۲-۸-۳- وضعیت تولید مس در ایران

میزان تولید مس در ایران در ابتدای تاسیس شرکت مس سرچشمه بسیار ناچیز بود و در واقع همین معدن تامین‌کننده مس در کشور بود. به تدریج با کشف معادن در نقاط مختلف کشور و آغاز بهره‌برداری و استحصال از این معادن میزان تولید کشور افزایش یافت، بطوریکه علاوه بر تامین نیاز داخلی، مقداری نیز به خارج از کشور صادر گردید. حدود ۴۵ درصد از کل تولیدات مس کشور در مجتمع مس سرچشمه تولید می‌گردد. حدود ۲۱ درصد تولیدات در مجتمع میدوک و ۳۵ درصد در مجتمع مس سونگون تولید می‌شود. همچنین ایران در سال ۲۰۱۱ با تولید ۲۲۷ هزار تن مس تصفیه شده در این زمینه رتبه ۲۱ جهانی را بدست آورده است و ۱/۲ درصد از تولید جهانی را به خود اختصاص داده است. در سال مذکور ایران در منطقه آسیا، هفتمین کشور تولید کننده مس بوده و ۲/۱ درصد از تولیدات منطقه آسیا به ایران تعلق داشته است [۲۱].

۲-۹- میزان مصرف مس در جهان

بر طبق گزارش منتشره توسط گروه تحقیقاتی CRU^۱ در سال ۲۰۱۱ میزان مصرف مس در این سال به رقم ۱۹/۱۹۴ میلیون تن بالغ گردید، که از این مقدار آسیا با سهم ۲۴ درصدی در رده اول تقاضا برای مس قرار داشته است. اروپا و آمریکای شمالی با ۲۱/۱ و ۱۱/۱ درصد سهم از مصرف جهانی در رده‌های بعدی مصرف قرار دارند. برطبق همین گزارش، پیش‌بینی شده است که میزان مصرف جهانی با متوسط نرخ رشد سالانه ۴ درصدی در سال ۲۰۱۵ به ۲۲/۴۱۱ میلیون تن بالغ گردد. علت اصلی این افزایش مصرف، رشد مصرف جهانی در منطقه آسیا به خصوص چین می‌باشد. بطوریکه در سال ۲۰۱۵ سهم منطقه آسیا از میزان کل مصرف جهانی این فلز به ۱۷ درصد بالغ گردد. نکته قابل توجه در این گزارش این است که میزان متوسط رشد مصرف منطقه اروپا ۱ درصد برآورد گردیده است که دلیل عمده این رشد کم، بوجود آمدن بحران در ناحیه یورو و کاهش رشد تولیدات صنعتی در این منطقه می‌باشد [۵].

^۱ این شرکت توسط Chairman Robert Perlman در سال ۱۹۶۸ تاسیس شده است.

مهمترین مصرف‌کننده مس به لحاظ بازار نهایی نیز صنعت ساخت و ساز برآورد می‌گردد. روند مصرف مس در بخش ساخت و ساز تا سال ۲۰۱۲ کما بیش صعودی بوده است اما از آن به بعد روند در ایالات متحده و ژاپن آهسته‌تر شده است، اما از سوی دیگر در کشورهای آسیای شرقی، مانند چین و هند این نرخ به شدت افزایش یافته است. مصرف مس در بخش صنایع الکترونیک و الکتریکی نیز در جهان روندی صعودی دارد ولی نرخ رشد چین و سایر کشورهای آسیای شرقی منهای ژاپن، بسیار بیشتر از سایر کشورها می‌باشد و این باعث افزایش سهم مصرف مس آنها در این بازار خواهد بود [۵].

۲-۱۰- مروری بر تجارت جهانی مس

مس مانند تمامی کالاهای دیگر بین تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان مبادله می‌شود (شکل ۲-۹)، بنابراین عواملی که بر اقتصاد جهانی مؤثرند، بر بازار و قیمت‌های مس نیز تأثیرگذارند که شامل شاخص‌های اقتصاد کلان مانند نرخ بهره بانکی، نرخ ارز (دلار/یورو)، ارزش بازار سهام، آمار مشاغل، خانه سازی و فروش املاک آمریکا و ... می‌باشند.



(ب)

(الف)

شکل ۲-۷ الف) تجارت جهانی کنسانتره، ب) تجارت جهانی کاتد [۴۱]

اقتصاد جهانی پس از طی یک دوره رونق بازار و رشد قیمت‌ها، تا رکوردهای جدید در ماه جولای سال ۲۰۰۸، رو به افت گذاشت به طوری که قیمت تمامی فلزات و به ویژه مس به شدت کاهش یافت. با بهبود مجدد اوضاع هر چند به کندی و افزایش تقاضای چین به دلیل ذخیره سازی مس (دلیل اصلی رشد قیمت در ۲۰۰۹ و ۲۰۱۰)، قیمت این فلز دوباره رشد نمود.

بررسی روند تغییرات قیمت‌ها نشان می‌دهد که بازه نوسانات قیمت مس را طی چند دهه اخیر می‌توان به پنج دوره زمانی مشخص تقسیم نمود:

(۱) سال‌های ۱۹۶۲ تا ۲۰۰۲، کاهش یا پایداری قیمت‌ها در سطوح پایین به دلیل مازاد مس در بازار

(۲) سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۰۷، رشد قیمت‌ها به دلیل افزایش تقاضای چین و کمبود سرمایه‌گذاری در معادن مس در پی قیمت‌های پایین مس در دوره قبلی

(۳) سال ۲۰۰۸ رکود جهانی

(۴) سال‌های ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۱ بهبود وضعیت اقتصاد و تقاضای چین

(۵) سال ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۲ رکود جهانی گسترده [۴۹].

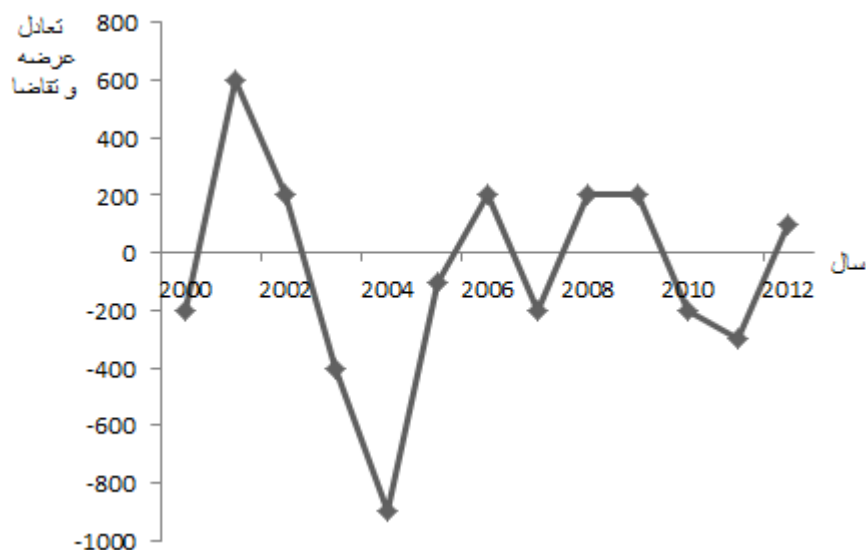
شکل ۲-۱۰ به وضوح این تقسیم‌بندی را نشان می‌دهد.



شکل ۲-۸ روند تغییرات قیمت مس (۲۰۰۲-۲۰۱۲) [۵۸]

تولید و مصرف مس کاندی همواره رو به رشد بوده، اگرچه تعادل عرضه با تقاضای طی سال ۲۰۱۰ منفی بوده و نشان از عدم رشد متناسب عرضه دارد. به دلیل پاسخ‌گو نبودن عرضه در سال ۲۰۱۰ کمبود بازار ۲۵۲ هزار تن بود [۴۲].

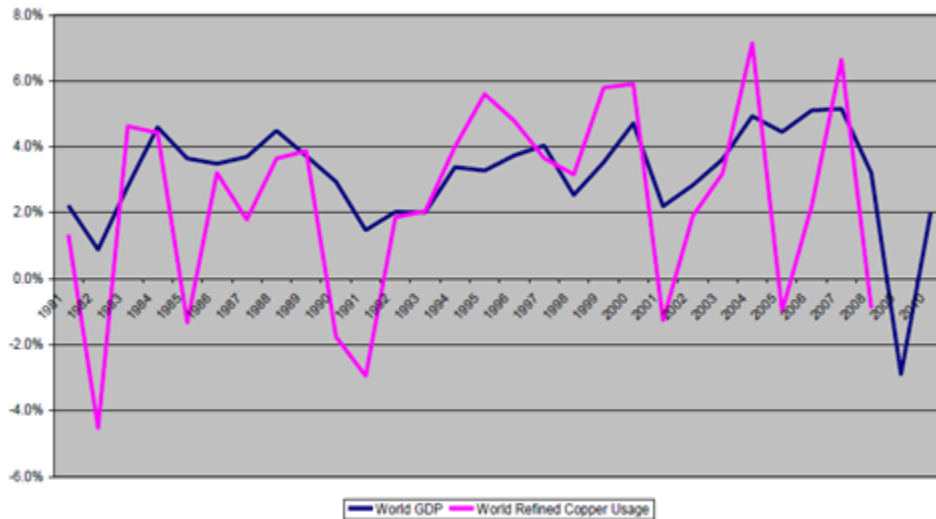
در شکل شماره ۲-۱۱ می‌توان بالانس عرضه و تقاضا را طی دهه اخیر میلادی مشاهده نمود.



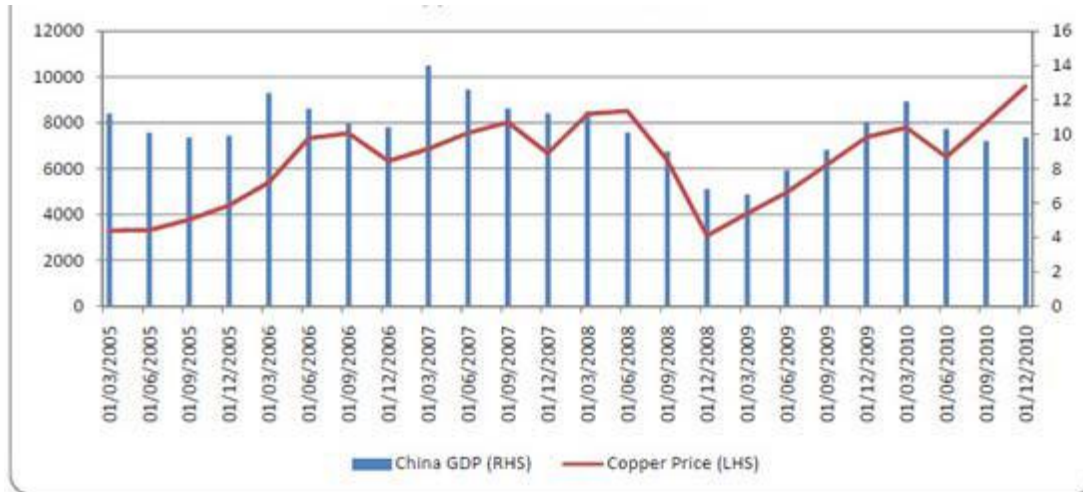
شکل ۲-۹ تعادل عرضه و تقاضا (۲۰۰۰-۲۰۱۲) [۵۶]

برای سالیان طولانی مس شاخصی برای سنجش سلامت اقتصاد جهانی و همواره مورد توجه سرمایه‌گذاران بوده است. بررسی می‌شود که مس این توانمندی پایدار را به عنوان معیاری برای رونق اوضاع مالی جهان چگونه کسب نموده است. اگر چه طلا به عنوان کالایی که همیشه در اوضاع ناپایدار اقتصادی جهان انتخاب اول برای سرمایه‌گذاری بوده دارای طرفداران خود است، اما تفاوت‌های عمده‌ای با مس دارد که این ویژگی‌ها فلز مس را به انتخاب برتر در بازار تبدیل نموده است: فلز مس نسبت به سایر فلزات پایه و به خصوص طلا، نسبتاً ارزان بوده (تنها ۲۷ سنت به ازای هر اونس در برابر ۱۷۰۰ دلار قیمت طلا در هر اونس) و به مقدار فراوان در دسترس است. هم چنین دارای خصوصیات ذاتی چون مقاومت به خوردگی و هدایت الکتریکی و حرارتی بالایی است که کاربردهای این فلز را بسیار گسترده نموده، به طوری که پس از آهن و آلومینیوم سومین فلز دارای کاربرد گسترده در جهان است. طی صد سال گذشته رشد تقاضای فقط صنعتی مس از ۵۰۰ هزار تن به ۱۹ میلیون تن رسیده است [۳۷] و [۴۷]. همین ویژگی‌ها موجب شده تا اقتصادهای صنعتی رو به رشد جهان، مس را به طور طبیعی به عنوان یک فلز موثق و کاربردی سرگل توسعه خود قرار دهند. از سیم و کابل برای توسعه شبکه‌های توزیع برق گرفته تا لوله‌کشی ساختمان‌ها، همگی از خدماتی است که مس در آنها به کار می‌رود. در

شکل ۲-۱۲ می‌توان نوسان تقاضای مس (صورتی) و تناسب آن را با تغییرات رشد اقتصادی جهان (آبی) مشاهده نمود. همچنین روند متناسب تغییر قیمت مس با GDP^۱ چین را می‌توان در شکل ۲-۱۳ دید.



شکل ۲-۱۰ تناسب بین تغییرات مصرف مس (صورتی) با GDP جهان (آبی) از سال ۱۹۸۱ تا ۲۰۱۰ [۴۹]



شکل ۲-۱۱ تناسب بین تغییرات قیمت مس با GDP چین [۴۵]

¹ Gross Domestic Product

۲-۱۱- عوامل موثر بر صنعت مس

۲-۱۱-۱- تاثیرات مثبت بر صنعت مس

۱- **رخدادهای سیاسی و اجتماعی تنش‌زدا:** سیاست یکی از عوامل تاثیرگذار بر قیمت فلزات از جمله مس می‌باشد. برخی تصمیم‌گیری‌های سیاسی از جمله بهبود سطح روابط سیاسی داخلی و کاهش اختلافات میان سران یک کشور و حتی کشورهای دیگر باعث تحرک در تولید شده و تقاضا برای فلزات پایه از جمله مس را افزایش خواهد داد و قیمت این فلز را افزایش خواهد داد.

۲- **فزونی تقاضا بر عرضه:** رشد تولیدات صنعتی در جوامع نیازمند استفاده بیشتر از عوامل تولیدی می‌باشد. مس یکی از عناصر اصلی تشکیل‌دهنده بسیاری از تولیدات صنعتی می‌باشد. با افزایش رشد تولیدات صنعتی تقاضا برای این ماده خام افزوده شده و بر قیمت جهانی آن تاثیر خواهد نهاد.

۳- **افزایش میزان کشف ذخایر جدید خاک مس و میزان ذخیره به مصرف:** خاک مس ماده اولیه تولید مس محسوب می‌شود. افزایش میزان ذخیره کشف‌شده، اطمینان از وجود ماده اولیه کافی میان تولیدکنندگان را افزایش می‌دهد و سرمایه‌گذاران صنعتی نیز با اطمینان خاطر بهتر می‌توانند در طرح‌های تولیدی و صنعتی خود سرمایه‌گذاری نمایند.

۴- **افزایش پیشرفت تکنولوژی فرآوری مس:** افزایش این عامل هزینه تولید را کاهش می‌دهد و در واقع به اصطلاح نوعی سیاست طرف عرضه است که باعث افزایش تولید، افزایش تقاضا برای نیروی کار و کاهش قیمت این فلز می‌گردد.

۵- **کاهش امکان استفاده از محصولات جایگزین و افزایش استفاده از کالاهای مکمل:** با افزایش استفاده از محصولات جانشین مانند آلومینیوم، تقاضا برای مس کاسته شده و با ثبات سایر شرایط قیمت مس کاهش خواهد یافت. افزایش استفاده از محصولات مکمل (مانند آلیاژ برنج) نیز همانند این مورد است.

۶- رشد و توسعه صنایع پایین دستی: باعث افزایش در تقاضا برای مس شده و قیمت آن را افزایش خواهد داد.

۷- بهبود وضعیت اقتصادی جهان

۸- رشد تولیدات صنعتی

۹- کاهش هزینه‌های تولید، کاهش قیمت انرژی، افزایش عرضه نیروی کار

۲-۱۱-۲- تاثیرات منفی بر صنعت مس

۱- افزایش هزینه‌های ذوب و پالایش: باعث افزایش بهای تمام شده خواهد شد و با فرض ثبات شرایط، تقاضا برای مس را کاهش خواهد داد.

۲- کاهش میزان تقاضای جهانی: باعث کاهش تولیدات صنعتی و در نتیجه کاهش قیمت آن کالا خواهد شد.

۳- محدودیت در تولید، احتمال اختلال در عرضه به دلیل اعتصابات، حوادث غیرمترقبه مانند سیل، آتش سوزی، زلزله: عوامل فوق به عوامل سمت عرضه مشهور می‌باشند. با بوجودآمدن عوامل فوق، میزان تولید نسبت به تقاضا کاهش یافته و موجب کاهش تولید و افزایش قیمت خواهد شد. به عنوان مثال اوضاع و تحولات کشور شیلی به عنوان تامین کننده اصلی مس مصرفی در جهان از عوامل اصلی موثر بر قیمت این فلز می‌باشد.

۴- سیاست‌های پولی و مالی انقباضی در کشورهای عمده تولیدکننده و مصرف‌کننده: باعث کاهش در میزان تقاضای کل جامعه گردیده و منحنی تقاضا را به سمت پایین سوق خواهد داد. این عامل علاوه بر کاهش تقاضا برای عوامل تولیدی مانند مس، باعث کاهش سطح قیمت‌ها و کاهش تقاضا برای نیروی کار خواهد شد.

۵- بروز رکود در چین: چین از تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان اصلی مس در جهان محسوب می‌گردد.

با آغاز تعطیلات سال نو چینی کارخانجات مصرف‌کننده این کشور نیز تعطیل می‌شوند که باعث

بروز اختلال در مصرف جهانی این ماده می‌گردد [۲۱].

میزان مصرف مس در جهان

بر طبق گزارش منتشره توسط گروه تحقیقاتی CRU در سال ۲۰۱۱ میزان مصرف مس در این سال به

رقم ۱۹/۱۹۴ هزار تن بالغ گردید، که از این مقدار آسیا با سهم ۲۴ درصدی در رده اول تقاضا برای

مس قرار داشته است. اروپا و آمریکای شمالی با ۲۱/۱ و ۱۱/۱ درصد سهم از مصرف جهانی در رده‌های

بعدی مصرف قرار دارند. بر طبق همین گزارش، پیش‌بینی شده است که میزان مصرف جهانی با متوسط

نرخ رشد سالانه ۴ درصدی در سال ۲۰۱۵ به ۲۲/۴۱۱ هزار تن بالغ گردد. علت اصلی این افزایش

مصرف، رشد مصرف جهانی در منطقه آسیا به خصوص چین می‌باشد. بطوریکه در سال ۲۰۱۵ سهم

منطقه آسیا از میزان کل مصرف جهانی این فلز به ۱۷ درصد بالغ گردد. نکته قابل توجه در این گزارش

این است که میزان متوسط رشد مصرف منطقه اروپا ۱ درصد برآورد گردیده است که دلیل عمده این

رشد کم، بوجود آمدن بحران در ناحیه یورو و کاهش رشد تولیدات صنعتی در این منطقه می‌باشد [۲۱].

مهمترین مصرف‌کننده مس به لحاظ بازار نهایی نیز صنعت ساخت و ساز برآورد می‌گردد. روند مصرف

مس در بخش ساخت و ساز تا سال ۲۰۱۲ کما بیش صعودی بوده است اما از آن به بعد روند در ایالات

متحد و ژاپن آهسته‌تر شده است، اما از سوی دیگر در کشورهای آسیای شرقی، مانند چین و هند این

نرخ به شدت افزایش یافته است. مصرف مس در بخش صنایع الکترونیک و الکتریکی نیز در جهان

روندی صعودی دارد ولی نرخ رشد چین و سایر کشورهای آسیای شرقی منهای ژاپن، بسیار بیشتر از

سایر کشورها می‌باشد و این باعث افزایش سهم مصرف مس آنها در این بازار خواهد بود [۲۱].

۲-۱۲- کاربرد مس در ایران

در ایران ابتدا بخش الکتریکی و الکترونیکی و سپس بخش‌های مصارف عمومی و ساختمان بیشترین مصرف را دارا هستند. مهمترین مصارف مس در بخش الکتریکی و الکترونیکی شامل سیم‌کشی و تجهیزات مربوط به ارتباطات راه دور، تجهیزات تولید و انتقال برق و صنایع الکترونیکی می‌باشد. عمده مصرف مس در بخش مصارف عمومی در مهمات‌سازی، تجهیزات الکترونیکی مصرفی، وسایل مصرفی، قفلها، وسایل آشپزخانه، ضرب سکه و ... می‌باشد.

۲-۱۳- چالشها و تهدیدهای پیش روی صنعت مس در ایران

در معادن و صنایع معدنی در ایران از جمله صنعت مس موانعی وجود دارد که همواره مدیران صنایع را به چالش کشیده و از اهداف اصلی دور نموده یا مدتی عملیات را به تاخیر می‌اندازد؛ از جمله موارد ذیل قابل ذکر است:

تورم: تورم غیرقابل پیش بینی، تاثیر خود را بر کیفیت کالا و قیمت تمام شده گذاشته و ایجاد چالش بین پیمانکار و کارفرما می‌نماید و این موارد منجر به تولید کالایی با قیمت بالا و کیفیت پایین می‌گردد.

نظام بانکداری: نظام بانکداری در یک سیستم سالم اقتصادی می‌تواند بسیاری از مشکلات فراروی صنعتگران را به راحتی حل نموده و راهگشا باشد اما متأسفانه در حال حاضر سیستم سنتی بانکداری توانایی همراهی با توسعه صنعتی را نداشته به گونه‌ای که در مواردی چون نقل و انتقال پول، گردش بین المللی پول دچار مشکل بوده و قادر به گشایش LC نمی‌باشد و عواقب آن فلج شدن توسعه و ایجاد موانع در سر راه آن می‌باشد.

صادرات: عدم وجود امکانات صادرات با کیفیت، منجر به عدم حضور فعال و اثر بخش در بازارهای جهانی می‌شود و به تدریج سهم ایران در بازارهای جهانی کاهش می‌یابد.

خصوصی شدن صنایع: در حال حاضر با توجه به اجرای اصل ۴۴ قانون اساسی، صنایع دورانی را می- گذرانند که بسیار شکننده و آسیب‌پذیر هستند. لذا تعیین تکلیف اختیارات اینگونه شرکتها و شفاف- سازی آن بسیار الزامی است [۲۱].

۲-۱۴- مروری بر پیشینه پژوهش

در این بخش مطالعات مربوط به عوامل موثر بر تقاضای انواع کالاها و خدمات در دو بخش خارجی و داخلی بررسی می‌شوند.

۲-۱۴-۱- مطالعات خارجی

ابراهیم و هرست (۱۹۸۹) به مطالعه عوامل موثر بر تقاضای انرژی و نفت در سی کشور توسعه‌یافته در دهه‌های ۷۰ و ۸۰ با استفاده از مدل توابع همجمعی پرداخته‌اند. متغیرهای مورد بررسی در این تحقیق قیمت حامل‌های انرژی و درآمد ملی گزارش شده است.

رفتار تقاضای نفت بسیار پیچیده است. محصولات نفتی می‌توانند جیره بندی شوند و یا تولید انرژی داخلی می‌تواند بر تقاضای نفت تاثیر گذارد. با این حال کاهش درآمدی در بسیاری از کشورها نزدیک ۱ باقی مانده است.

اخبار بین‌المللی بازار نفت در دهه ۸۰ از عرضه بیش از حد نفت و تلاش بیهوده کشورهای عضو اپک برای حمایت از قیمتی که آنها برای نفت تعیین کردند حکایت می‌کند. یکی از عوامل اصلی که این شرایط را به وجود آورد، کاهش چشمگیر مصرف نفت توسط کشورهای OECD پس از اولین شوک نفتی است. بین سال‌های ۱۹۶۷ تا ۱۹۷۳ مصرف نفت در این کشورها با نرخ سالانه ۷/۵٪ رشد کرد اما طی دهه بعد (۱۹۸۳-۱۹۷۳) مصرف نفت این کشورها با نرخ ۲٪ کاهش پیدا کرد. و این در حالی است که این کاهش در کشورهای توسعه‌یافته با شدت مواجه نشد و نرخ رشد مصرف نفت طی سال- های ۱۹۶۷ تا ۱۹۷۳ در مقایسه با دهه پس از آن از ۸٪ به ۴٪ رسید [۴۰].

نتایج حاکی از آن است که رابطه محکمی میان درآمد و مجموع تقاضای انرژی و نفت وجود دارد. اما در مقابل کشش قیمتی تقاضای انرژی در کوتاه‌مدت و بلندمدت پایین گزارش شده است. ویال^۱ (۱۹۸۹) عوامل موثر بر نوسانات مصرف فلز مس را طی سال‌های ۱۹۶۵ تا ۱۹۸۷ در ایالات متحده آمریکا بررسی می‌کند. ویال مصرف مس را تابعی از شاخص تولیدات صنعتی، قیمت مس، قیمت کالاهای جانشین و قیمت انرژی می‌داند.

نرخ رشد مصرف مس در کشورهای صنعتی کاهش قابل توجهی را از میانه‌های دهه هفتاد تجربه کرد. دلایلی که برای این مورد ذکر شده است، عبارتند از: شوک‌های نفتی، تغییر در ترکیبات خروجی صنایع، ورود تکنولوژی‌های برتر و ورود کالاهای جانشین مس در بازار. در آمریکا نرخ رشد مصرف مس از میزان ۱/۵٪ در دوره ۱۹۵۰-۱۹۷۵ به میزان ۰/۱٪ طی سال‌های ۱۹۷۵-۱۹۸۵ افت کرد. این کاهش شدید موجب شد که بسیاری از صاحب‌نظران بر این باور باشند که صنعت مس به مانند سایر فلزات رفتاری مشابه دارد و وارد یک دوره رکود شده است. اما از نیمه دوم ۱۹۸۵ طی سال‌های ۱۹۸۵-۱۹۸۹ شاهد بازگشت مصرف بالای مس به میزان ۲/۸٪ شدیم. این رفتار به ظاهر نامنظم مس باعث ایجاد ابهام در پیش‌بینی تغییرات تقاضای آن کرده است.

مس تصفیه‌شده به عنوان ورودی میانی در ساخت تولیدات صنعتی می‌باشد. بنابراین تقاضا برای مس نتیجه تصمیمات شرکت‌های تولیدی در مورد ترکیب بهینه ورودی‌ها برای ایجاد خروجی مناسب می‌باشد. ویال دو فرایند بهینه کردن را ارائه می‌کند؛ در سطح اول شرکت در مورد سطح تولید و ترکیب ارزش افزوده (سرمایه و کارگر) تصمیم می‌گیرد. در سطح دوم شرکت، استفاده ورودی‌های میانی را برای آن سطح تولید بهینه می‌کند. اگر ما وجود دو ورودی میانی را به شکل (X_1, X_2) فرض کنیم، که یکی از آنها مس می‌باشد، تقاضا برای مس تابعی از سطح تولید محصول نهایی و نسبت قیمتی هر کدام از ورودی‌های میانی به قیمت محصول نهایی است. چون تغییر در قیمت‌های ورودی باعث تغییرات در ترکیب ورودی می‌شود، قیمت‌های کنونی و گذشته تواما باید بررسی شوند.

¹ Joaquin Vial

نتایج نشان دهنده آن هستند که مصرف مس با شاخص تولیدات صنعتی و قیمت کالاهای جانشین، رابطه مستقیم و با قیمت مس و قیمت انرژی رابطه عکس دارد. همچنین براساس نتایج به دست آمده، معادلات مصرف بخشی، ثابت به نظر می‌رسند اما خطاهای پیش‌بینی‌های بزرگ و سیستماتیک، وقتی که از معادله مجموع استفاده می‌کنیم رخ می‌دهد. نتیجه مهم این است که برای پیش‌بینی مصرف کلی مس، می‌توان از اقتصادسنجی معادلات برآوردشده برای مصرف بخشی استفاده کرد [۵۳].

دویتف^۱ و والانس^۲ (۲۰۰۶) از مدل کاگان^۳ برای تخمین تابع تقاضای طلا بین سال‌های ۱۵۶۱ تا ۱۹۱۳ در جهان استفاده کرده‌اند. متغیرهای مورد مطالعه در این تحقیق، قیمت طلا و شاخص تولیدات طلا می‌باشد. برآوردها نشان می‌دهد مصرف طلا با قیمت آن رابطه عکس و با شاخص تولید طلا رابطه مستقیم دارد [۲۸].

کرامپتون^۴ و وو^۵ (۲۰۰۰) به دنبال پیش‌بینی مصرف فولاد در چین تا سال ۲۰۱۰ برآمدند. مصرف فولاد در کشور چین در سال ۱۹۹۸ به میزان ۱۰۵ میلیون تن بود که پس از ایالات متحده آمریکا دومین مصرف کننده فولاد در جهان بود و انتظار می‌رفت با توجه به سرعت رشد صنعتی چین در سال‌ها و دهه‌های بعد رتبه اول مصرف این فلز ارزشمند را به خود اختصاص دهد. برای این کار کرامپتون و وو از داده‌های سال‌های ۱۹۵۲ تا ۱۹۹۸ برای پیش‌بینی استفاده کردند. محققان این فاصله زمانی را طی سه دوره مجزا بررسی می‌کنند. دوره اول که از سال ۱۹۵۲ تا ۱۹۸۰ می‌باشد و مصرف فولاد در این دوره از ۱/۳ تا ۲۸/۲ میلیون تن رشد پیدا کرده است. دوره دوم ۱۹۸۱ تا ۱۹۸۹ با رشد مصرف از ۲۶/۱ تا ۵۳/۶ میلیون تن می‌باشد و دوره آخر نیز بین سال‌های ۱۹۹۰ تا ۱۹۹۸ می‌باشد که در این دوره نیز مصرف فولاد از ۵۰/۹ به ۱۰۵/۸ میلیون تن می‌رسد. از سال ۱۹۸۱ رشد ناخالص داخلی در چین رشد متوسط سالیانه ۸/۱ درصد را تا ۱۹۹۸ تجربه کرده بود که دلیل اصلی

¹ Alexei deviatov

² Neil Wallance

³ Cagan

⁴ Paul Crompton

⁵ Yanrui Wu

این رشد کم‌نظیر، رشد بی‌سابقه صنعتی شدن در این کشور بود. متغیرهایی که در این تحقیق مورد بررسی قرار گرفتند عبارتند از: تولید ناخالص داخلی، رشد اقتصادی چین، فلزات جایگزین و قیمت انرژی. شدت استفاده از فولاد به دلایل مختلفی در این کشور کاهش پیدا کرده است که از مهمترین آنها می‌توان به تغییر ساختار تولیدات داخلی، رشد تکنولوژی که باعث کاهش مصرف فولاد به ازای هر واحد تولید ناخالص داخلی می‌شود، ظهور فلزات و کالاهای جایگزین فولاد اشاره کرد. نتایج حاصل از این مطالعه گویای آن بود که رشد مصرف فولاد در قرن ۲۱ نیز در کشور چین ادامه پیدا خواهد کرد و میزان آن به ۱۷۸/۳ میلیون تن در سال ۲۰۱۰ خواهد رسید [۲۷].

مارک ایونز^۱ و آندرو لیوایز^۲ (۲۰۰۴) در مطالعه‌ای تحت عنوان مدل پویای تقاضای فلزات به بررسی سیر مطالعاتی توابع تقاضای فلزات مختلف پرداختند. براین اساس، بزدوگان و هارتمن (۱۹۷۹)، فرض کردند که تابع تقاضای مس تابعی از قیمت مس، قیمت کالاهای جایگزین و تولید ناخالص داخلی می‌باشد. در مطالعه دیگری فراتی و گیلبرت (۲۰۰۱) از روش تخمین به صورت سری زمانی، مصرف مس، روی و قلع را تابع تغییرات تکنولوژیکی، تغییرات تولیدات صنعتی، تغییرات قیمت‌های واقعی و نوسانات قیمت‌ها می‌دانند. ایونز و لیوایز نتیجه گرفتند که هر فلز در کوتاه‌مدت منحنی تقاضای خاص خود را دارد، اما در درازمدت منحنی تقاضای اکثر فلزات شبیه هم می‌شود [۳۳].

هالادا^۳ و همکاران (۲۰۰۸)، به دنبال برآورد مصرف فلزهایی نظیر طلا، نقره، آهن، آلومینیوم، مس، سرب، روی، نیکل و ... برای سال ۲۰۵۰ برآمدند. مدل پیش‌بینی آنها براساس مدل جداسازی خطی^۴ که رابطه بین سرانه مصرف فلزات و سرانه تولید ناخالص داخلی را اندازه‌گیری می‌کند، می‌باشد. این مدل‌ها برای فلزات کشورهای عضو گروه ۶^۵ و BRICS^۶ اندازه‌گیری شده‌اند. براساس نتایج حاصل از این پیش‌بینی‌ها، مصرف کلی فلزات در سال ۲۰۵۰، پنج برابر سطح مصرف کنونی خواهد بود و

^۱ Mark Evans

^۲ Andrew C. Lewis

^۳ Kohmei Halada

^۴ linear decoupling model

^۵ G6

^۶ Brazil, Russia, India, China, and South Africa

همچنین پیش‌بینی می‌شود که اگر روند کنونی تقاضا با همین شیب ادامه پیدا کند، تقاضا برای فلزاتی نظیر طلا، نقره، مس، سرب و نیکل در سال ۲۰۵۰، چندین برابر میزان ذخایر هرکدام از این فلزات باشد و همچنین تقاضا برای آهن در خوشبینانه‌ترین حالت از میزان ذخایر فعلی تجاوز خواهد کرد. حالاً و همکاران پیشنهاد می‌کنند که برای جلوگیری از پیش آمدن چنین فاجعه‌ای، کشورها باید از همین امروز به فکر منابع جایگزین و همچنین تنظیم الگوی مصرف خود و پیشرفت تکنولوژی‌های مرتبط با صنایع این فلزات باشند [۳۸].

ویشال جانکی^۱ (۲۰۱۳) در مطالعه خود به تحلیل علیت و همبستگی مصرف مس و رشد اقتصادی ۱۶ کشور ثروتمند بین سال‌های ۱۹۶۶ تا ۲۰۱۰ از طریق مدل پنل دیتا پرداخته است. تست ADF وقفه-هایی که در داده‌ها وجود دارند را نادیده گرفته است. این وقفه‌ها می‌توانند بر اثر رکود اقتصاد جهانی، افزایش قیمت نفت، پیشرفت‌های تکنولوژیکی و ... باشد. وجود ۱۰۰ داده برای انجام مدل سری زمانی به منظور آزمون همبستگی کم می‌باشد و ممکن است نتایج غیرقابل اعتمادی ارائه دهد، بنابراین در این تحقیق جانکی از روش پنل دیتا برای مدل کردن داده‌های خود بهره برده است. در این تحقیق شوک‌های اقتصادی به عنوان متغیر مجازی وارد مدل شده‌اند. نتایج نشان دهنده آن هستند که در کوتاه‌مدت ارتباط غیر مستقیم علی از رشد اقتصادی به مصرف مس در کشورهای کره جنوبی، آمریکا، انگلستان و سوئد و در دراز مدت در فنلاند و انگلستان وجود دارد. همچنین، در دراز مدت ارتباط علی مستقیمی بین رشد اقتصادی و مصرف مس در کشورهای بلژیک، یونان، ایتالیا و ژاپن وجود دارد [۵۴].

در ادامه به بررسی مطالعات داخل کشور پرداخته خواهد شد. اما از آنجا که در ایران تاکنون مطالعه‌ای که به بررسی عوامل موثر بر مصرف یا تقاضای مس و یا سایر فلزات بپردازد، انجام نشده است، در این بخش مطالعاتی که برای برآورد توابع مصرف سایر کالاها و خدمات در ایران انجام شده‌اند مرور خواهند شد. از جمله این مطالعات می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

¹ Vishal Chandr Jaunky

۲-۱۴-۲- مطالعات داخلی

صفوی (۱۳۸۰) در تحقیق خود تابع تقاضای محصولات پروتئینی را به تفکیک مناطق شهری و روستایی ایران با استفاده از داده‌های آماری سال‌های ۱۳۷۸-۱۳۵۰ از طریق تلفیق داده‌های سری زمانی و مقطعی برآورد و ضرائب مربوط به انواع کشش‌های درآمد، قیمت و متقاطع را ارائه کرده است. متغیرهای مورد مطالعه در این پژوهش، قیمت محصولات پروتئینی و سطح درآمد افراد جامعه می‌باشد.

رسیدن به مراحل رشد و توسعه اقتصادی از مهمترین مسائل و اهداف برنامه‌های پنج ساله توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشور می‌باشد. محققین بعد از سال‌ها پژوهش و کنکاش روی چندین موجود زنده آزمایشاتی را انجام داده و به این نتیجه رسیده‌اند که با ترکیب غذایی در طی ۲۴ ساعت حداقل ویتامین بدن بایستی تامین شود. ترکیب غذایی مناسب شامل اقلام: گوشت، تخم مرغ، لبنیات، میوه و سبزیجات است که در صورت عدم وجود این اقلام، فرد با سوء تغذیه مواجه خواهد بود. بنابراین ملاحظه می‌شود که از اقلام نامبرده سه مورد مربوط به محصولات پروتئین حیوانی است، لذا اهمیت غذایی محصولات پروتئینی بر کسی پوشیده نیست.

نتایج حاصل دال بر آن است که کشش‌های درآمدی اقلام گوشتی بیشتر از اقلام غیرگوشتی (تخم مرغ و لبنیات) در مناطق شهری و روستایی است و همچنین با استفاده از کشش قیمتی، مصرف گوشت قرمز را می‌توان پایین آورد [۱۳].

فرزین و گل‌لاله (۱۳۸۷) به دنبال برآورد تابع تقاضای گردشگری در ایران و محاسبه کشش‌های درآمدی و قیمتی تقاضای گردشگری برآمدند. تابع تقاضای گردشگری ایران از پنج کشور پردرآمد که طبق آمار سازمان گردشگری، گردشگران این کشورها در کشور مقصد هزینه بیشتری متقبل می‌شوند، با استفاده از روش رگرسیون برای دوره (۱۳۸۵-۱۳۴۸) تخمین زده شده است. متغیرهای مستقل در این تحقیق عبارتند از نسیت شاخص قیمت مصرف کننده ایران به کشورهای مبدا، میانگین تولید ناخالص داخلی کشورهای مقصد، نرخ حقیقی ارز، حجم تجارت به صورت مجموع صادرات و واردات

غیرنفتی ایران و کشورهای دارای مزیت جهانگردی؛ متغیر مجازی برای دوران جنگ و تعداد جهانگردان ورودی به ایران به عنوان متغیر وابسته منظور شده‌اند. نتایج حاصله بیانگر آن هستند که تقاضای گردشگری خارجی ایران نسبت به تغییرات شاخص قیمت‌ها حساسیت کمتری دارد و لذا تابع تقاضای گردشگری خارجی در بلندمدت با توجه به قیمت با کشش است [۱۵].

چنگی آشتیانی و جلولی (۱۳۹۱) با استفاده از داده‌های سری زمانی و تکنیک‌های همجمعی در اقتصادسنجی، به خصوص مدل‌های پویای خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL^۱) و ساز و کار تصحیح‌خطا (ECM^۲)، روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت مدل تقاضای انرژی الکتریکی کل کشور ایران را برآورد کرده‌اند. در این تحقیق تقاضای برق کشور، تابعی از قیمت انرژی الکتریکی و همچنین قیمت حامل‌های انرژی در نظر گرفته شده است.

با توجه به گرایش روزافزون جوامع به استفاده از لوازم الکتریکی در همه جنبه‌های زندگی، مصرف انرژی الکتریکی به سرعت در حال افزایش است به گونه‌ای که با وجود تلاش‌های فراوان کشورها در جهت کاهش مصرف انرژی الکتریکی، بر میزان تقاضا و مصرف آن روز به روز افزوده می‌شود. از این رو انرژی الکتریکی به عنوان موتور توسعه توانسته نقش قابل توجه در رشد و توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشورها داشته باشد. از آنجا که انرژی الکتریکی کاربردهای بسیار متنوع و گسترده‌ای به خصوص در بخش صنعت دارد، اگر کشوری بخواهد سرعت رشد اقتصادی خود را افزایش دهد باید بتواند انرژی الکتریکی بیشتری تولید کند و یا دست کم، مصرف این نوع انرژی را به سوی مصرف بهینه هدایت کند.

مدل‌های اقتصادسنجی تقاضای انرژی، قانونمندی حاکم بر روابط بین متغیرهای مدل را به آینده تسری می‌دهند. بنابراین بکارگیری این مدل‌ها مستلزم وجود ثبات در رفتار مصرف‌کنندگان انرژی و در دسترس بودن تعداد زیادی مشاهدات تاریخی است. اما مدل‌های فنی اقتصادی، اتکای چندانی به

^۱ Auto Regressive Distributed Lag

^۲ Error Correcting Mode

سری‌های زمانی تاریخی ندارند و بیشتر بر جهت‌گیری‌ها، سیاست‌ها و استراتژی‌های طراحی شده توسط سیاست‌گذاران بخش انرژی و سایر بخش‌های اقتصاد متکی می‌باشد. بر اساس نتایج به دست آمده، بی‌کشش بودن تقاضای برق نسبت به قیمت آن تایید گردید [۶].

مرور مطالعات داخلی و خارجی انجام شده نشان می‌دهد که تاکنون مطالعه‌ای که به بررسی عوامل موثر بر مصرف مس با استفاده از رهیافت یوهانسن در سری‌های زمانی پردازد انجام نشده است. از این‌رو انجام مطالعه جاری در ایران نسبت به سایر مطالعات انجام شده در این حوزه متمایز است.

فصل سوم

روش‌شناسی تحقیق

۳-۱- مقدمه

در این فصل سعی شده است تا روش‌شناسی تحقیق مورد بررسی قرار گیرد. ابتدا به اختصار راجع به مبانی اقتصادسنجی بحث می‌شود و سپس به معرفی مدل مورد نظر تحقیق برای تخمین و آزمون‌های پایایی اشاره می‌شود.

۳-۲- گریزی بر اقتصاد سنجی

در تحلیل‌های اقتصادی فرض بر این است که بین متغیرهای مطرح در یک تئوری اقتصادی، ارتباط بلندمدت و تعادلی برقرار است. در تحلیل‌های اقتصادسنجی کاربردی جهت برآورد روابط بلندمدت بین متغیرها، میانگین و واریانس آن‌ها را در طی زمان ثابت و مستقل از عامل زمان، در نظر می‌گیرند و در نتیجه به طور ضمنی ثبات رفتاری را برای آن‌ها فرض می‌کنند. با وجود این در تحقیقات کاربردی معلوم شده است که در بیشتر موارد ثبات رفتاری متغیرهای سری‌های زمانی تحقق پیدا نمی‌کنند. بنابراین آزمون‌های کلاسیک F, t حاصل از روش‌های برآورد که در آن‌ها ثبات رفتاری یا مانایی متغیرها تحقق نیافته است، دارای اعتبار نبوده و نتایج گمراه‌کننده‌ای را به همراه خواهند داشت. این مشکل با عنوان، رگرسیون کاذب، شناخته می‌شود؛ در نتیجه به منظور اطمینان از نتایج به دست آمده، محققان اقدام به تجدیدنظر در روش‌های برآوردی کرده و به طور سیستماتیک به بررسی مانایی متغیرها و هم‌انباشتگی بین آن‌ها می‌پردازند.

تحلیل هم‌انباشتگی به عنوان انقلابی‌ترین پیشرفت در اقتصادسنجی، از نیمه دهه ۱۹۸۰ شناخته شده است. به زبان ساده، در تحلیل هم‌انباشتگی، همراهی و حرکت هماهنگ متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد، هر چند که ممکن است این متغیرها ایستا نباشند و در طی زمان حرکت‌هایی به طرف پایین یا بالا داشته باشند. از این‌رو حرکت جمعی بین آن‌ها سبب خواهد شد ارتباط خطی بین این متغیرها در بلندمدت برقرار شده و روابط تعادلی بین آن‌ها به وجود بیاید. در نتیجه اگر در بلندمدت روابط خطی بین آن‌ها وجود نداشته باشد، آن وقت می‌گویند این متغیرها هم‌انباشته نیستند.

از جهت کلی، تحلیل هم‌انباشتگی روشی برای برآورد پارامترهای بلندمدت و تعادلی در روابطی است که در آن متغیرها مانا نیستند. بنابراین روش نوینی برای تبیین، برآورد و آزمون الگوهای پویا به حساب می‌آید و در نتیجه می‌توان از آن برای آزمون اعتبار تئوری‌های اقتصادی استفاده کرد. علاوه بر آن از تحلیل هم‌انباشتگی می‌توان جهت برآورد پارامترهای بدون تعادل یا کوتاه‌مدت اقتصادی نیز استفاده کرد. زیرا برای برآورد این پارامترها می‌توان از پارامترهای بلندمدت، که در تحلیل هم‌انباشتگی به دست می‌آیند، استفاده کرد. این الگوها، الگوهای تصحیح خطا نامیده می‌شوند [۲۰].

۳-۳- مبانی رگرسیون

مفهوم رگرسیون برای اولین بار توسط فرانسویسگالتون در سال ۱۸۷۷ مورد استفاده قرار گرفت. او در مطالعه خود نشان داد که قد کودکان متولد شده از والدین بلندقامت گرایش به برگشت به متوسط قد افراد دارد. وی در مقاله مشهور خود اظهار داشت: اگرچه تمایل برای والدین بلندقد به داشتن فرزندان بلندقد و نیز والدین کوتاه‌قد به داشتن فرزندان کوتاه‌قد وجود دارد اما متوسط قد بچه‌های والدین متعلق به هر طبقه‌ی قدی معین به طرف متوسط قد در کل جامعه برگشت یا گرایش^۱ دارد.

تعبیر جدید رگرسیون کاملاً متفاوت از حالت قبل است که در آن تحلیل‌های رگرسیون را به مطالعه وابستگی یک متغیر (متغیر وابسته) به یک یا چند متغیر دیگر (متغیر توضیحی) می‌دانند که با تخمین یا پیش‌بینی مقدار متوسط یا میانگین مقادیر متغیر نوع اول در حالتی که مقادیر متغیر نوع دوم معلوم یا معین شده باشند (در نمونه‌گیری تکراری) صورت می‌پذیرد.

اگر وابستگی متغیری تنها بر روی یک متغیر توضیحی بررسی شود، چنین بررسی به عنوان تحلیل رگرسیون ساده یا دو متغیره معروف است. اما اگر وابستگی یک متغیر بر روی بیش از یک متغیر توضیحی بررسی گردد، تحت عنوان رگرسیون مرکب معرفی می‌گردد.

یک مدل رگرسیونی خطی ساده را می‌توان به شکل رابطه ۳-۱ بیان نمود:

^۱ Regress

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + u_t \quad (1-3)$$

که در آن x_i نشان‌دهنده متغیر توضیحی، y_i نشان‌دهنده متغیر وابسته و u_i نمایانگر جزء اخلاص مربوط به جامعه می‌باشد. در واقع جزء تصادفی جامعه (u_i) نماینده یا جانشینی است برای تمامی متغیرهای حذف شده یا فراموش شده که بر متغیر وابسته اثر می‌گذارند ولی در مدل رگرسیون وجود ندارند (یا به دلایل گوناگون نمی‌توانند در مدل گنجانده شوند).

به بیان دیگر دلایل اینکه یک مدل رگرسیونی مرکب با تمام متغیرهای ممکن بسط داده نمی‌شود این است که:

- ۱- ممکن است تئوری ناقص باشد یعنی تأثیرگذاری بعضی از متغیرها بر متغیر وابسته مشخص نباشد.
- ۲- ممکن است راجع به بعضی از متغیرها داده‌های اندکی وجود داشته باشد.
- ۳- جمع‌آوری داده در مورد بعضی از متغیرها به نسبت تأثیر آنها در مدل ممکن است بسیار زیاد باشد.
- ۴- به دلیل ماهیت تصادفی بودن متغیر وابسته، توضیح کامل آن ممکن نیست و جزء اخلاص می‌تواند آنرا منعکس کند.
- ۵- ممکن است در اندازه‌گیری خطا صورت گرفته باشد.
- ۶- با تأسی به قاعدهٔ اکام^۱ (توصیف راجع به پدیده‌ها حتی الامکان ساده در نظر گرفته شود، و اینکه خلاف آن ثابت نشده است) مطلوب است مدل رگرسیون تا حد ممکن ساده‌تر در نظر گرفته شود.

۳-۳-۱- روش برآورد پارامترهای مدل رگرسیون خطی

از میان روش‌های مختلف خطی برای برآورد پارامترهای مدل (β) روش OLS^2 به خاطر خواص مطلوبی (البته هنگامی که فروض این روش برقرار باشند) که دارد به عنوان پرکاربردترین و غالب‌ترین روش شناخته شده است. این روش که به کارل فردریک گوس، ریاضیدان نامی آلمان نسبت داده می‌-

¹ Occam's razor

² Ordinary Least Squares

شود از طریق حداقل کردن مجموع مربعات جملات اخلاص تلاش می‌کند که بهترین خط رگرسیونی برای داده‌ها را برازش نماید.

$$y_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_i + e_i \quad (2-3)$$

بنابراین روش OLS سعی دارد تا رابطه شماره ۳-۳ را حداقل نماید:

$$\min \sum e_i^2 = \sum (y_i - \hat{y}_i)^2 = \sum (y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 x_i)^2 \quad (3-3)$$

ضرایب β_1 و β_2 را می‌توان از طریق روابط زیر به دست آورد:

$$\begin{cases} \hat{\beta}_1 = \frac{\sum x_i^2 \sum y_i^2 - \sum x_i \sum x_i y_i}{N \sum x_i^2 - (\sum x_i)^2} = \bar{Y} - \hat{\beta}_2 \bar{x} \\ \hat{\beta}_2 = \frac{\sum x_i y_i}{\sum x_i^2 - N \bar{x}^2} \end{cases} \quad (4-3)$$

۳-۴- معرفی مدل

بر اساس آنچه که در فصول گذشته ذکر شد، هدف از این پژوهش بررسی عوامل موثر بر مصرف مس در ایران می‌باشد. در راستای این منظور مدل مورد مطالعه با توجه به تحقیق و بال [۵۳]، به صورت رابطه ۳-۵ تعریف می‌شود:

$$L(CU_c)_t = \alpha_0 + \alpha_1 L(CU_p)_t + \alpha_2 L(AL_p)_t + \alpha_3 L(OIL_p)_t + \alpha_4 L(IND)_t + U_t \quad (5-3)$$

که در معادله ۳-۵، CU_c میزان مصرف مس، CU_p قیمت مس، AL_p قیمت آلومینیوم، OIL_p قیمت نفت، IND شدت صنعتی‌شدن (که از تقسیم کالاهای صنعتی تولید شده بر تولید ناخالص ملی به دست می‌آید) و U_t جمله اخلاص است. نحوه به دست آوردن این متغیرها، در ادامه فصل توضیح داده خواهد شد.

۳-۵- تعاریف

رایج‌ترین تعاریف در تحلیل سری‌های زمانی عبارتند از:

۳-۵-۱- فرآیند تصادفی^۱

مجموعه‌ای از مقادیر واقعی متغیرهای تصادفی X_1, X_2, \dots را که در آن پسوندها اشاره به دوره زمانی پیاپی دارند فرآیند تصادفی می‌نامند و آن را با $\{X_t\}$ نشان می‌دهند. هر یک از متغیرهای تصادفی دارای توزیع احتمال خاص خود بوده و در عین حال مستقل از یکدیگر نیز نیستند [۲۵].

۳-۵-۲- سری‌های زمانی

اگر در هر دوره زمانی نمونه‌ای با حجم یک (یک مشاهده) از هر یک از متغیرهای تصادفی فرآیند تصادفی انتخاب شود، در این صورت یک سری مشاهدات از دوره‌های زمانی و از متغیرهای تصادفی مختلف در اختیار خواهد بود. سری‌های مشاهدات به دست آمده، سری‌های زمانی نامیده می‌شوند و آن را با X_t نشان می‌دهند [۲۵].

۳-۵-۳- مانایی قوی (دقیق)^۲

از آن جایی که هر متغیر تصادفی (X_t) در یک فرآیند تصادفی دارای توزیع احتمال خاص خود است، یک فرآیند تصادفی را می‌توان توسط توزیع احتمال مشترک متغیرهای تصادفی آن تبیین کرد. اگر توزیع احتمال مشترک یک فرآیند تصادفی و همچنین یک سری زمانی، در طی زمان ثابت باشد و یا به عبارتی توزیع مشترک هر مجموعه‌ای مانند X_1, X_2, \dots, X_n همانند توزیع مشترک $X_{1+k}, X_{2+k}, \dots, X_{n+k}$ برای تمام n ها و k ها باشد، گفته می‌شود که فرآیند تصادفی یا سری زمانی دقیقاً (قویاً) مانا است [۲۹].

¹ Stochastic Process

² Strict Stationary

۳-۵-۴- مانایی ضعیف^۱

از آن جایی که در عمل، تعیین توزیع مشترک یک فرآیند تصادفی مشکل است، می‌توان از میانگین، واریانس و کواریانس متغیر تصادفی X_t برای $t=1,2,\dots$ استفاده کرد. بر این اساس یک فرآیند تصادفی یا یک سری زمانی، ایستای ضعیف است اگر:

۱. میانگین آن در طی زمان ثابت باشد
۲. واریانس آن در طی زمان ثابت باشد
۳. کواریانس آن در طی زمان ثابت باشد

در این تحقیق هر کجا که به واژه مانایی اشاره شود، منظور مانایی ضعیف است. به طور کلی، یک فرآیند تصادفی و به صورت مرتبط با آن، یک سری زمانی را مانا می‌شناسند، اگر میانگین و واریانس آن در طول زمان ثابت باشد و کواریانس بین دو دوره زمانی t و $t+k$ فقط به فاصله (تاخیر یا شکاف) k بین دو دوره زمانی بستگی داشته باشد و نه دوره زمانی واقعی t که کواریانس در آن در نظر می‌باشد [۲۹].

۳-۵-۵- نامانایی

اگر یکی و یا بیشتر از یکی از سه شرط مانایی تحقق پیدا نکند، فرآیند تصادفی و یا به عبارتی سری زمانی را نامانا می‌نامند. در واقع در بیشتر مواقع سری‌های زمانی در اقتصاد نامانا هستند [۲۵].

۳-۵-۶- نوفه سفید^۲

یک فرآیند تصادفی خالص $\{\varepsilon_t\}$ برای دوره زمان t است، که مقادیری از $-\infty$ تا $+\infty$ را اختیار می‌نماید. در این فرآیند ε_t دارای توزیع یکسان و مستقل (IID)^۳ با

¹ Weak Stationary

² White Noise

³ Identically and Independently Distributed

۱. میانگین، $E(\varepsilon_t) = 0$ برای تمام t

۲. واریانس، $\text{var}(\varepsilon_t) = \sigma^2$ برای تمام t

۳. کواریانس $\text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+k}) = 0$ برای تمام t و $k \neq 0$

در نظر است. سری زمانی نوفه سفید که به صورت

$$\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2) \quad (۶-۳)$$

نیز نوشته می‌شود، مانا شناخته می‌شود، زیرا میانگین آن برابر صفر، واریانس آن σ^2 و کواریانس آن برابر صفر می‌باشد و در طی زمان ثابت است [۲۵].

۳-۵-۷- گام تصادفی^۱

یک فرآیند تصادفی ساده $\{X_t\}$ است که در آن X_t به صورت

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۷-۳)$$

تعیین می‌شود و ε_t نوفه سفید است. میانگین X_t در رابطه بالا با توجه به این که $E(\varepsilon_t) = 0$ است، عبارت است از:

$$E(X_t) = E(X_{t-1} + \varepsilon_t) = E(X_{t-1}) + E(\varepsilon_t) = E(X_{t-1}) \quad (۸-۳)$$

که بیانگر ثابت بودن میانگین X_t در طول زمان است. برای محاسبه واریانس X_t ، پس از جایگزین‌های پیاپی رابطه ۳-۹ به دست می‌آید:

$$X_t = X_0 + \varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \dots + \varepsilon_t = X_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \quad (۹-۳)$$

که در آن مقدار اولیه X_0 مقدار اولیه X_t است که می‌تواند مقداری ثابت یا صفر باشد که با محاسبه واریانس X_t در ۳-۸ و با در نظر گرفتن رابطه ۳-۶، رابطه ۳-۱۰ حاصل می‌شود:

$$\text{Var}(\varepsilon_1) = \sum_{i=1}^t \text{var}(\varepsilon_i) = t\sigma^2 \quad (۱۰-۳)$$

^۱ Random Walk

نتیجه ۱۰-۳ نشان می‌دهد که واریانس X_t در طی زمان ثابت نبوده بلکه با زمان نیز افزایش می‌یابد. بنابراین چون شرط ثابت بودن واریانس در طی زمان برای X_t تحقق نیافته است، X_t یک سری زمانی گام تصادفی و نامانا است. اما اگر رابطه ۷-۳ به صورت اولین اختلاف نوشته شود، یعنی:

$$\Delta X_t = \varepsilon_t \quad (۱۱-۳)$$

در آن صورت متغیر اولین اختلاف ماناست؛ زیرا برابر ε_t بوده که آن نیز طبق تعریف مانا محسوب می‌شود [۳۵].

۳-۵-۸- گام تصادفی با عرض از مبدا^۱

این یک فرآیند تصادفی $\{X_t\}$ است که در آن X_t از طریق

$$X_t = \mu - X_{t-1} = \mu + \varepsilon_t \quad (۱۲-۳)$$

تعیین می‌شود. در این رابطه $\mu \neq 0$ و مقدار ثابت است. وجود عرض از مبدا در این فرآیند موجب می‌شود تا اولین اختلاف رابطه ۱۲-۳ به صورت

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \mu + \varepsilon_t \quad (۱۳-۳)$$

نوشته شود. در نتیجه بسته به این که علامت جبری μ مثبت یا منفی است، سری زمانی (X_t) به طرف بالا یا پایین حرکت می‌کند. سری زمانی گام تصادفی با وجود عرض از مبدا نیز، یک سری زمانی نامانا است. اگر نوفه سفید در آن نادیده گرفته شود، به طوری که امکان خودهمبستگی در ε_t باشد، فرآیندهای ۷-۳ و ۱۲-۳ را دیگر نمی‌توان گام تصادفی نامید. با وجود این حتی در صورت وجود خودهمبستگی در ε_t ، سری زمانی (X_t) نامانا خواهد بود [۳۵].

۳-۵-۹- روندهای زمانی^۲

روند زمانی را به عنوان گرایش یا تمایل یک سری زمانی در یک جهت می‌شناسند. اگر الگویی مانند

^۱ Random Walk With Drift

^۲ Time trends

$$X_t = \alpha + \beta t + \varphi X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \alpha \neq 0 \quad (14-3)$$

در نظر گرفته شود که در آن ε_t نوفه سفید و t یک روند زمانی است [۳۵].

۳-۵-۹-۱- روند تصادفی^۱

در این مورد $\varphi = 1, \beta = 0$ است. بر این اساس الگوی ۱۴-۳ را می‌توان به صورت زیر:

$$X_t = \alpha + X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15-3)$$

یا

$$\Delta X_t = \alpha + \varepsilon_t \quad (16-3)$$

نوشت. در نتیجه با توجه به علامت مثبت یا منفی α در رابطه ۱۶-۳، X_t به سمت بالا یا پایین حرکت خواهد کرد. این نوع از روند را به عنوان روند تصادفی می‌شناسند. الگوی ۱۵-۳ را نیز به عنوان فرآیند مانای تفاضلی^۲ می‌شناسند؛ زیرا نامانایی X_t را می‌توان با تفاضل‌گیری مرتبه اول برطرف کرد [۴۶].

۳-۵-۹-۲- روند قطعی

در این مورد $\varphi = 0, \beta \neq 0$ است. در نتیجه الگوی ۱۲-۳ را می‌توان این چنین نوشت:

$$X_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t \quad (17-3)$$

در رابطه ۱۷-۳، با توجه به علامت جبری مثبت یا منفی ضریب β ، X_t به سمت بالا یا پایین حرکت می‌کند. این نوع روند زمانی را روند قطعی می‌نامند. نامانایی X_t را در این الگو می‌توان از طریق حذف روند $(\alpha + \beta t)$ از سری زمانی به دست آورد. بر این اساس آن را یک روند مانا^۳ می‌شناسند [۴۶].

¹ Stochastic trend

² Difference-Stationary Process (DSP)

³ Trend Stationary Process (TSP)

۳-۹-۵-۳- روند ترکیبی تصادفی و قطعی^۱

در این مورد $\varphi = 1, \beta \neq 0$ در نظر گرفته می‌شود و در نتیجه الگوی ۱۲-۳ بدین صورت نوشته می‌شود:

$$X_t = \alpha + \beta t + X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۱۸-۳)$$

با توجه به رابطه ۱۸-۳ می‌توان دریافت که بر اساس ترکیب α و β ، X_t به سمت بالا یا پایین حرکت می‌کند. این نوع از روند را به عنوان روند ترکیبی قطعی و تصادفی می‌شناسند. برای بررسی و آزمون این که سری زمانی از نوع فرآیند مانای تفاضلی و یا روند مانا است لازم است از آزمون‌هایی همانند آزمون دیکی-فولر^۲ (۱۹۸۱ و ۱۹۷۹) استفاده شود [۴۶].

۳-۹-۴- حالت کلی

در رابطه ۷-۳ مشاهده شد که فرآیند گام تصادفی، ساده‌ترین فرآیند ناماناست. با وجود این، این فرآیند شکل خاصی از:

$$X_t = \varphi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۱۹-۳)$$

می‌باشد که فرآیند خود بازگشت مرتبه اول، $AR(1)$ ^۳ نامیده می‌شود. در این فرآیند اگر $-1 < \varphi < 1$ باشد آن را مانا و اگر $\varphi < -1$ یا $\varphi > 1$ باشد آن را نامانا می‌گویند.

به طور کلی، رابطه ۱۹-۳ شکل خاصی از

$$X_t = \varphi_1 X_{t-1} + \varphi_2 X_{t-2} + \varphi_3 X_{t-3} + \dots + \varphi_q X_{t-q} + \varepsilon_t \quad (۲۰-۳)$$

است که به عنوان، فرآیند خودبازگشت مرتبه q ، $AR(q)$ شناخته می‌شود. اگر قدم‌مطلق ریشه‌های معادله مشخصه^۴ این فرآیند، یعنی:

$$1 - \varphi_1 L - \varphi_2 L^2 - \varphi_3 L^3 - \dots - \varphi_q L^q = 0 \quad (۲۱-۳)$$

^۱ Combined Stochastic and Deterministic Trend

^۲ Dickey-Fuller test (DF)

^۳ First order Autoregressive Process, AR(1)

^۴ Characteristic equation

همگی بزرگ‌تر از یک باشند، این فرآیند در رابطه ۳-۱۹ مانا است و در غیر این صورت نامانا است [۳۶]؛ در معادله مشخصه، L عملگر تاخیری^۱ است [۴۶].

۳-۶- سری‌های زمانی مانا^۲

در رابطه ۳-۱۱ مشاهده شد که با یک بار تفاضل‌گیری از سری‌های گام تصادفی می‌توان آن‌ها را به سری‌های مانا تبدیل کرد. در این مورد سری‌های نامانای X_t را مانا از مرتبه اول، می‌شناسند و آن را با $I(1)$ نشان می‌دهند. بر این اساس اگر سری‌های نامانا دو بار تفاضل‌گیری شوند ($\Delta^2 X_t = \Delta X_t -$) تا به سری‌های مانا تبدیل شوند، سری‌های اولیه X_t را، مانا از مرتبه دوم می‌نامند که با $I(2)$ نشان داده می‌شود. به طور کلی، اگر برای مانا کردن سری زمانی لازم باشد که d بار تفاضل‌گیری شود، سری‌های اصلی X_t را همان‌باشته از مرتبه d می‌شناسند و آن را با $I(d)$ نشان می‌دهند. بدین ترتیب $I(0)$ گواه مانا بودن سری‌های زمانی است و نشان‌دهنده این است که آن‌ها بدون تفاضل‌گیری مانا هستند. بنابراین اگر سری زمانی با تفاضل‌گیری مانا نشود آن را نامانا^۳ می‌گویند [۳۵].

۳-۷- ایستایی متغیرها

به طور کلی در مطالعات مربوط به سری‌های زمانی، تعیین درجه ترکیبی^۴ (مانایی، نامانایی)^۵ متغیر از اهمیت خاصی برخوردار است. زیرا در روش‌های برآورد متعارف کلاسیک نظیر روش حداقل مربعات معمولی^۶ چنین فرض می‌شود که متغیرهای مورد مطالعه مانا هستند. سری زمانی وقتی مانا است که میانگین، واریانس، کوواریانس و در نتیجه ضریب همبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند و بدون توجه به اینکه که در چه مقطعی از زمان این شاخص محاسبه شده است، این شرایط تضمین می‌کند که رفتار یک سری زمانی در هر مقطع متفاوت از زمانی که در نظر گرفته می‌شود، همانند باشد [۸].

¹ Lag Operator

² Integrated Series

³ Non- Integrated

⁴ Integration

⁵ Stationary & non stationary

⁶ Ordinary least squares (ols)

در چنین صورتی برآوردکننده‌های متداول به برآوردکننده‌های قابل قبول از میانگین، واریانس، کوواریانس منجر می‌شود، به بیانی دیگر:

$$\gamma = \frac{\sum_{t=1}^T (X_t - \mu)(X_{(t-k)} - \mu)}{T}$$

$$\delta = \frac{\sum_{t=1}^T (X_t - \mu)^2}{T} \quad (۲۲-۳)$$

$$\mu = \frac{\sum_{t=1}^T X_t}{T}$$

نقض هر یک از سه فرض فوق در سری زمانی بدین معنی است که آن سری ناماناست. به عنوان مثال نقض فرض اول بیانگر این مطلب است که برای هر مقطع از زمان یک میانگین وجود دارد. لذا در این صورت برآورد مناسبی نمی‌توان بدست آورد [۸].

در صورتی که متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در برآورد ضرایب الگو نایستا باشند، در این صورت ممکن است هیچ رابطه معنی‌داری بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد، ضریب تعیین (R^2) بدست آمده ممکن است بسیار بالا باشد و موجب شود تا محقق به استنباط‌های غلطی در مورد ارتباط بین متغیرها کشانده شود. علاوه بر این، وجود متغیرهای ناماناست در الگو در عین حال سبب می‌شود تا آزمون F و t معمول نیز از اعتبار لازم برخوردار نباشد. در چنین شرایطی کمیت بحرانی ارائه شده توسط توزیع‌های F و t معمول کمیت بحرانی صحیحی برای انجام آزمون نیستند. کمیت‌های بحرانی منتج از توزیع‌های F و t به گونه‌ای است که با افزایش حجم نمونه، امکان رد هر چه بیشتر فرضیه H_0 را فراهم می‌آورند. با رد فرضیه H_0 به غلط نتیجه‌گیری می‌شود که رابطه مستحکم و معنی‌داری بین متغیرهای الگو وجود ندارد. در حالی که واقعیت جز این است و رگرسیون نتیجه شده رگرسیون کاذب^۱ می‌باشد [۸]. آزمون ریشه واحد یکی از مهمترین آزمون‌هایی است که امروزه برای تشخیص مانایی یک فرآیند سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد [۸].

¹ Spurious regression

۳-۷-۱- آزمون ریشه واحد^۱ دیکی - فولر^۲

یکی از آزمون‌هایی که برای بررسی مانایی شهرت یافته است، آزمون ریشه واحد می‌باشد. برای بررسی این آزمون، فرض شده است که:

$$y_t = y_{t-1} + u_t \quad (23-3)$$

u_t جمله خطای استوکاستیک می‌باشد، یعنی $u_t \approx N(0, \delta^2)$. معادله‌ی ۳-۲۳ یک رگرسیون خود بازگشت مرتبه اول یعنی $AR(1)$ می‌باشد. هم‌چنین رفتار گام تصادفی را داراست. در این صورت Y_t یک سری نامانا با مرتبه یک، $I(1)$ خواهد بود. پس زمانی یک سری زمانی نامانا می‌شود که در تابع زیر:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t, \quad u_t \approx N(0, \delta^2) \quad (24-3)$$

مقدار قدرمطلق ρ مساوی یا بزرگتر از یک باشد $|\rho| \geq 1$ و زمانی یک سری زمانی مانا می‌شود که مقدار ρ بین صفر و یک $(0 < \rho < 1)$ نوسان کند. برای آزمون این که سری زمانی Y_t دارای ریشه واحد است فرضیه زیر تشکیل می‌شود.

$$H_0: \rho=1$$

$$H_1: \rho < 1 \quad (25-3)$$

پارامتر ρ را می‌توان توسط روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد نمود، وقتی $|\rho| < 1$ است، فرآیند مزبور مانا است. ولی اگر فرض صفر پذیرفته شده و $\rho=1$ باشد، در آن صورت رابطه ۳-۲۴ یک ریشه واحد دارد و بنابراین تفاضل مرتبه اول آن یعنی ΔY_t مانا خواهد بود بنابراین با اضافه کردن Y_{t-1} به طرفین رابطه فوق رابطه ۳-۲۶ حاصل می‌شود:

$$Y_t = (\rho-1) Y_{t-1} + u_t \Delta$$

$$Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \Delta \quad (26-3)$$

دیکی و فولر (۱۹۷۹) سه معادله رگرسیون زیر را جهت آزمون ریشه واحد پیشنهاد کردند:

¹ Unit Root

² Dickey-Fuller

$$Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \Delta$$

$$Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + u_t \Delta$$

$$Y_t = \alpha + B_t + \delta Y_{t-1} + u_t \Delta \quad (27-3)$$

که در روابط بالا t روند زمانی است. در هر یک از موارد فوق فرضیه صفر $\rho=1$ یا $\delta=0$ است، یعنی فرضیه صفر عبارت است از وجود ریشه واحد (نامانایی) است.

در کارهای تجربی به دلیل ناشناخته بودن فرایند تولید داده‌ها، بهتر است با حداکثر پارامترهای جبری (جزء ثابت و روند) در نظر گرفته شود. اگر باچنین مدلی (که به سمت قبولی فرضیه صفر، یعنی وجود نامانایی اریب دارد) فرضیه صفر رد شود، نتیجه را با اطمینان بیشتری می‌توان پذیرفت و اذعان داشت که این متغیرها قطعاً ناپایدار هستند و در صورتی که با کاربرد ساده‌ترین مدل (بدون جزء ثابت و روند) فرضیه صفر رد نشود با قاطعیت می‌توان گفت سری مورد نظر ناماناست [۸].

۳-۷-۲- آزمون ریشه واحد دیکی - فولر گسترش یافته ADF^۱

در آزمون ریشه واحد دیکی - فولر فرض می‌شد که سری زمانی تحت بررسی، فرآیند خودبازگشت^۲ AR(1) می‌باشد. اگر فرض شود که سری زمانی دارای فرآیند خود توضیح مرتبه p باشد در آن صورت جملات خطا دچار خود همبستگی شده دیگر نمی‌توان از آزمون دیکی - فولر استفاده نمود. به منظور بررسی مانایی از آزمون دیگر دیکی - فولر به نام آزمون دیکی - فولر گسترش یافته استفاده می‌کنند. دیکی و فولر (۱۹۷۹) جهت آزمون مانایی سری زمانی دارای فرآیند خود توضیحی مرتبه p رابطه زیر را معرفی نمودند:

$$Y_t = \alpha + B_t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta Y_{t-i+1}$$

$$\varphi_i = - \sum_{i=1}^p \alpha_i \quad (28-3)$$

¹ Augmented Dickey - Fuller test

² Autoregressive

$$\delta = -(1 - \sum_{j=1}^p \alpha_j)$$

$$Y_t = Y_t - Y_{t-1} \Delta$$

در روابط فوق ضرایب α_i در مدل خودرگرسیون مرتبه p یعنی با $AR(p)$ حاصل می‌شود [۲۰]. تفاوت این آزمون با آزمون دیکی- فولر در وقفه‌های بیشتر از یک است که در نظر می‌گیرد. برای آزمون فرضیه نامانایی سری y_t باید فرضیه $\delta=0$ را آزمون کرد. بدین جهت مدل ۳-۲۸ را می‌توان توسط روش حداقل مربعات خطا (OLS) برآورد کرد و سپس با محاسبه آماره t فرضیه مورد نظر آزمون گردد. اگر ضریب δ معنی‌دار شد یعنی t محاسباتی دیکی فولر بیشتر از t بحرانی آن شده فرضیه صفر رد و در نتیجه ریشه واحد وجود ندارد و متغیر مانا است. اگر ضریب t معنی‌دار نشد، فرضیه صفر پذیرفته شده و در نتیجه ریشه واحد وجود دارد و متغیر نامانا است [۸].

۳-۷-۳- آزمون ریشه واحد فیلیپس- پرون^۱

براساس تئوری آزمون ریشه واحد دیکی- فولر فرض می‌شود که جز خطاها مستقل بوده و دارای واریانس ثابتی هستند. بنابراین زمان استفاده از این آزمون باید مطمئن بود که جزء خطاها ناهمبسته بوده و دارای واریانس ثابتی می‌باشند. فیلیپس و پرون (۱۹۸۸) آزمون ریشه واحد دیکی- فولر را با فرضیات متعادل تری برای توزیع جزء خطاها توسعه می‌دهند. آنها یک روش جایگزین ناپارامتریک را برای کنترل همبستگی سریالی در آزمون ریشه واحد در نظر می‌گیرند. در این آزمون تخمین براساس معادله ۳-۲۶ همانند فرآیند دیکی- فولر صورت می‌گیرد و آماره t ضریب α ، برای حالتی که همبستگی سریالی جزء خطاها را تحت تأثیر قرار ندهد، به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\tilde{t}_\alpha = t_\alpha \left(\frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{1/2} - \frac{T(f_0 - \gamma_0)(Se\hat{\alpha})}{2 f_0^{1/2} s} \quad (۲۹-۳)$$

¹ Phillips-Perron

در آماره‌ی به دست آمده، t_α آماره‌ی t مربوط به α ، $Se\hat{\alpha}$ انحراف معیار α تخمینی و s انحراف معیار رگرسیون است، γ_0 نیز تخمین سازگاری از واریانس معادله‌ی ۳-۵ می‌باشد (که با استفاده از فرمول $(T - K)s^2 / T$ محاسبه می‌شود، K نیز تعداد رگرسورهای معادله می‌باشد). عبارت f_0 نیز تخمین‌زن طیف اجزاء اخلاخل در فراوانی صفر می‌باشد.

در آزمون فیلیپس- پرون، همانند آزمون دیکی- فولر فرضیه صفر، نامانایی متغیرها را در نظر می‌گیرد و فرضیه مقابل مانایی متغیرهاست. در صورتیکه آماره‌ی محاسباتی t برای δ ، بیشتر از t بحرانی آن باشد فرضیه صفر رد و در نتیجه ریشه واحد وجود ندارد و متغیر مانا است. اگر ضریب t معنی‌دار نشد، فرضیه صفر پذیرفته شده و در نتیجه ریشه واحد وجود دارد و متغیر نامانا است. همانطور که در ابتدای این بخش گفته شد، یکی از دلایل تعمیم آزمون دیکی- فولر با استفاده از جملات تفاضلی تاخیری، این بود که امکان خودهمبستگی در جملات خطا حذف شود. برای تعیین مرتبه تاخیر جملات تفاضلی می‌توان از معیار اطلاعات آکائیک^۱ و معیار شوارتز^۲ استفاده کرد [۸].

۳-۸- مدل خود بازگشت (خودرگرسیون) برداری

الگوهای خودبازگشت (خودرگرسیون) برداری فرم خلاصه شده سیستم معادلات همزمان محسوب می‌شوند. لذا در این الگوها نیازی به تصریح روابط ساختاری کوتاه‌مدت یا دانش ساختاری از روابط علی میان متغیرهای الگو نمی‌باشد؛ به خصوص زمانی که اطلاعات دقیقی از چگونگی کارکرد فرآیند دنیای واقعی یا عوامل تعیین‌کننده متغیرهای الگو وجود ندارد، توسل به الگوهای خودبازگشت (خودرگرسیون) برداری اجتناب‌ناپذیر است. در این رویکرد از تئوری و دانش قبلی محقق تنها برای تعیین متغیرهایی که باید وارد الگو شود استفاده می‌گردد. الگوهای مذکور تمایزی میان متغیرهای درون‌زا و برون‌زا قابل نمی‌شوند و کلیه متغیرها، متقارن در نظر گرفته می‌شوند. به همین دلیل عموماً

^۱ Akaike info criterion (AIC)

^۲ Schwarz Criterion (SC)

آزمون‌های برون‌زایی براساس الگوهای خودبازگشت (خودرگرسیون) برداری انجام شده است. همچنین استفاده از الگوهای سری زمانی به دلیل نیاز به متغیرهای کمتر نسبت به الگوهای اقتصادسنجی، بسیار مفید می‌باشند. چنین الگوهایی به سادگی ساخته شده و در استفاده از آن‌ها نیازی به اطلاعات قبلی در خصوص روابط علی میان متغیرها وجود ندارد.

هنگام بررسی رفتار چند سری زمانی، لازم است به ارتباطات متقابل این متغیرها در قالب یک الگوی سیستم معادلات همزمان توجه شود. اگر معادلات این الگو شامل وقفه‌های متغیرها نیز باشد، اصطلاحاً آن را الگوی سیستم معادلات همزمان پویا می‌نامند. در چنین الگویی برخی از متغیرها درون‌زا تلقی می‌شوند و تعدادی برون‌زا یا از پیش تعیین شده (برون‌زا به علاوه درون‌زاهای با وقفه) هستند. قبل از برآورد چنین الگویی لازم است اطمینان حاصل شود که معادلات این سیستم شناسا (یا دقیقاً شناسا یا فراشناسا) هستند. آن چه که برای محقق کردن شرط شناسایی معمول است آن است که فرض شود تعدادی از متغیرهای از پیش تعیین شده تنها در بعضی از معادلات الگو وارد می‌شوند. بنابراین قبل از برآورد الگوی سیستم معادلات همزمان لازم است دو قدم برداشته شود. اول این که باید متغیرهای الگو را به دو دسته برون‌زا و درون‌زا طبقه‌بندی کرد و دیگری اینکه باید قیدهایی را بر ضرایب متغیرهای الگو اعمال کرد تا به شناسایی الگو دست یافت. چنین تصمیماتی در هر دو مرحله معمولاً به صورت اختیاری توسط محقق به کار گرفته می‌شود.

سیمز [۵۱] با ارائه برخی انتقادات از مدل‌سازی ساختاری برای سیستم معادلات همزمان در روش کلاسیک، روش بردارهای خودرگرسیونی را پیشنهاد کرد. سیمز در مقاله خود نشان داد که فارغ از مسائل متعدد مربوط به شرط‌های رتبه‌ای و درجه‌ای، حضور و یا عدم حضور متغیرهای غیرواقعی برون‌زا جهت شناسایی معادلات سیستم و درون‌زا یا برون‌زا فرض کردن متغیرهای کلان، می‌تواند سیستمی را طراحی کرد که پیش‌بینی‌های بهتری از متغیرهای کلان به دست دهد. سیمز در مقاله خود تحت عنوان "اقتصاد کلان و واقعیت" به بحث درباره ایرادات بر استراتژی‌های موجود برای تحلیل اقتصادسنجی در ارتباط با اقتصاد کلان پرداخت.

به اعتقاد سیمز، تصریح مدل‌های بزرگ اقتصاد کلان غیرواقعی بوده و در عمل و تجربه نیازی به تحمیل قیدهای تصنعی برای شناسایی معادلات یک سیستم نمی‌باشد. ضمن این که این قیود در مواردی نه تنها لازم نیستند بلکه ممکن است مضراتی هم داشته باشد؛ به هر جهت سیمز با طرح برخی انتقادات شیوهی رقابتی را پیشنهاد کرد که در آن یک سیستم معادلات شامل شش متغیر کلان "بدون استفاده از جنبه‌های تئوریک" تخمین و جهت بررسی اقتصاد کلان مورد استفاده قرار گرفت.

الگوی خود توضیح برداری چند متغیره با p وقفه در نظر گرفته می‌شود:

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + e_t \quad (3-30)$$

به طوری که Y_t یک بردار $n \times 1$ در برگیرنده هر n متغیر وارد شده در مدل، A_0 : بردار $n \times 1$ از جملات ثابت، A_t : ماتریس $n \times n$ از ضرایب، e_t : بردار $n \times 1$ از جملات خطا می‌باشند.

سیستم بالا در قالب یک فرم خلاصه شده می‌باشد، زیرا هر متغیر در Y_t بر اساس وقفه‌های آن متغیر و وقفه‌های سایر متغیرهای درون الگو توضیح داده می‌شود. متدولوژی سیمز مستلزم تعیین متغیرهای مناسب برای وارد کردن در الگوی خودبازگشت (خودرگرسیون) برداری و تعیین طول وقفه مناسب می‌باشد. ماتریس A_0 ، n جمله ثابت و ماتریس A_t ، شامل n^2 ضریب می‌باشد. از این رو $n+n^2P$ جمله در مدل خود بازگشت (خودرگرسیون) برداری احتیاج به تخمین دارد. متغیرهای سمت راست معادله بالا فقط شامل متغیرهای از پیش تعیین شده می‌باشند و فرض شده است که جملات خطا به طور پیاپی ناهمبسته و دارای میانگین ثابت و واریانس ثابت می‌باشند.

در مدل خودبازگشت (خودرگرسیون) برداری بالا مقادیر e_1 جاری، غیر قابل پیش‌بینی هستند ولی به قسمی از مجموعه اطلاعات برای دوره‌ی بعد تبدیل می‌شوند. این مطلب می‌رساند که اثرات پیش‌بینی شده‌ی متغیر در ضرایب با وقفه‌ی مدل ظاهر می‌شود، در حالی که اثرات هم‌زمان وقایع پیش‌بینی نشده در پسماندها ظاهر می‌گردد. معمولاً وقتی یک الگوی خودبازگشت برداری برآورد می‌شود، انتظار نمی‌رود که کلیه ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه‌های متغیرها از لحاظ آماری معنی‌دار باشند اما ممکن است که ضرایب در مجموع بر اساس آماره‌ی آزمون F معنی‌دار باشند.

به طور کلی سیستمی با m متغیر مانند:

$$Y_{1t} = \alpha_{10} + \alpha_{11,1}Y_{1,t-1} + \alpha_{12,1}Y_{1,t-2} + \dots + \alpha_{1k,1}Y_{1,t-k} + \dots + \alpha_{11,m}Y_{m,t-1} + \alpha_{12,m}Y_{m,t-2} + \dots + \alpha_{1k,m}Y_{m,t-k} + v_{1t}$$

.

.

.

$$Y_{mt} = \alpha_{m0} + \alpha_{m1,1}Y_{1,t-1} + \alpha_{m2,1}Y_{1,t-2} + \dots + \alpha_{mk,1}Y_{1,t-k} + \dots + \alpha_{m1,m}Y_{m,t-1} + \alpha_{m2,m}Y_{m,t-2} + \dots + \alpha_{mk,m}Y_{m,t-k} + v_{mt} \quad (31-3)$$

را یک الگوی خودبازگشت برداری با مرتبه k و یا $VAR(k)$ می‌شناسند.

در مواردی که در سیستم معادلات ۳-۳۱ طول دوره تاخیری معادلات یکسان نباشند، الگوی مزبور را الگوی شبه خودبازگشت برداری یا شبه VAR می‌نامند.

فرضیه‌هایی که برای الگوی VAR در نظر گرفته می‌شود، همان فرضیه‌های الگوی فرم حل شده معادلات همزمان هستند که عبارتند از

$$v_{it} \sim N(0, \omega_{ii}), \quad \omega_{ii} = \text{Var}(v_{it}), \quad \text{ها برای تمام } i = 1, 2, \dots, m$$

$$E(v_{it}v_{jt}) = 0, \quad t \neq s, \quad i = 1, 2, \dots, m,$$

$$E(v_{it}, v_{jt}) = \omega_{ij} \quad \text{ها برای تمام } i, j = 1, 2, \dots, m, \quad \omega_{ij} = \text{cov}(v_{it}, v_{jt}) \quad (32-3)$$

بیان ماتریسی فرضیه‌ها چنین است

$$v_t \sim N(0, \Omega), \quad E(v_t v_s') = 0, \quad \Omega = E(v_t v_t') = \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} & \dots & \dots & \omega_{1m} \\ \omega_{21} & \omega_{22} & \dots & \dots & \omega_{2m} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \omega_{m1} & \omega_{m2} & \dots & \dots & \omega_{mm} \end{bmatrix}$$

(33-3)

از این روش‌ها در صورتی می‌توان برای برآورد الگو استفاده کرد که مرتبه VAR مشخص باشد. در مواردی که مرتبه الگو بزرگ باشد، با مشکل فزونی پارامترها، به هنگام برآورد الگو روبه‌رو خواهیم بود.

از این رو در بیشتر موارد مرتبه الگوی خودبازگشت (خودرگرسیون) برداری مشخص نیست و لازم است که تعیین شود. آزمون‌های معمول برای تعیین مرتبه الگوی خودبازگشت (خودرگرسیون) برداری بدین قرار است. در تمام این آزمون‌ها مشاهدات برابر n است، اما لازم است تا تعداد دوره تاخیری متغیرها k را هم مدنظر داشت [۳۳].

۳-۸-۱- آزمون نسبت درست‌نمایی^۱

این آزمون که مبتنی بر آماره نسبت درست‌نمایی^۲ است عبارت است از:

$$LR=2[\ln L_u - \ln L_r] \sim X^2(v) \quad (3-34)$$

که در آن $\ln L_u$ ، لگاریتم درست‌نمایی الگوی با تمام ضرایب (نامقید)، $\ln L_r$ ، لگاریتم درست‌نمایی الگوی با ضرایب کمتر (مقید) و V ، تعداد محدودیت‌های (قیدهای) اعمال شده بر الگو می‌باشد. به فرض اینکه براساس متغیرهای تاخیری الگو، تعداد ضرایب الگوی $VAR(k)$ توسط $A=[A_1 \ A_2 \ \dots \ A_k]$ مشخص شده باشد، این آزمون با در نظر گرفتن بیشترین تاخیر (k) برای الگو، کار خود را با آزمون فرضیه‌ها به ترتیب زیر انجام می‌دهد.

$$\begin{aligned} H_0: A_k = 0 & \quad , & H_\alpha: A_k \neq 0 \\ H_0: A_{k-1} = 0 & \quad , & H_\alpha: A_{k-1} \neq 0 \quad (A_k = 0 \text{ فرض}) \\ H_0: A_{k-2} = 0 & \quad , & H_\alpha: A_{k-2} \neq 0 \quad (A_k = A_{k-1} = 0 \text{ فرض}) \\ & \quad \cdot & \\ & \quad \cdot & \\ H_0: A_1 = 0 & \quad , & H_\alpha: A_1 \neq 0 \quad (A_k = A_{k-1} = \dots = A_2 = 0 \text{ فرض}) \end{aligned} \quad (3-35)$$

¹ Likelihood-ratio test (LR)

² Likelihood-ratio Statistic

هنگامی که بر اساس آماره نسبت درست‌نمایی، هر یک از فرضیه‌های صفر رد شود، ادامه آزمون متوقف می‌شود و مرتبه الگوی خود بازگشت (خودرگرسیون) برداری، یعنی q ، بر اساس $k \geq q \geq 1$ تعیین می‌شود. با این حال، از آن جایی که لازم است جمله خطا نوفه سفید باشد، لازم است مرتبه بالاتری جهت برآورد الگو مورد استفاده قرار گیرد [۳۹].

۳-۸-۲- معیار اطلاعات آکائیک و معیار شوارتز

معیارهای اطلاعات آکائیک و معیار شوارتز که معمولاً در الگوی خودبازگشت برداری مورد استفاده قرار می‌گیرند، عبارتند از:

$$AIC(q) = \ln|W_q| + \frac{2m^2q}{n} \quad (36-3)$$

و

$$SC(q) = \ln|W_q| + \frac{m^2q}{n} \ln(n) \quad (37-3)$$

که در آن، تعداد معادلات m ، حجم نمونه n ، طول وقفه q ، و W برآورد ماتریس کواریانس جملات پسماند (Ω) برای الگوی $VAR(q)$ هستند. کمترین مقادیر این معیارها، ملاک گزینش مرتبه الگوی خودبازگشت (خودرگرسیون) برداری، یعنی q ، هستند [۳۹].

۳-۹- هم‌انباشتگی: مورد دومتغیره

یک سری انباشته^۱ از درجه d می‌باشد، اگر بتوان سری را با d بار تفاضل‌گیری مانا کرد. این امر را با نماد $I(d)$ نشان می‌دهند. اگر کمیتی مانا باشد در واقع $I(0)$ است.

بنابراین، اگر X_t با یک بار تفاضل‌گیری مانا شود داریم $X_t \sim I(1)$ پس، اگر X_t یک فرآیند گام تصادفی باشد می‌توان گفت $X_t \sim I(1)$.

اگر X_t با دو بار تفاضل‌گیری مانا شود داریم:

¹ Integrated

$$\Delta\Delta X_t = \Delta^2 X_t = (x_t - x_{t-1}) - (x_{t-1} - x_{t-2}) \sim I(0) \quad (38-3)$$

اگر دو سری زمانی x_t و y_t مفروض باشند آنگاه چنانچه:

الف) هر دو دارای درجه انباشتگی یکسان d بوده و؛

ب) ترکیبی خطی از x_t و y_t انباشته از درجه b باشد که b کوچکتر از d است.

آنگاه، دو سری x_t و y_t هم‌انباشته از درجه d و b نامیده می‌شوند و به صورت زیر نشان داده می‌شوند:

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} \sim CI(b, d) \quad (39-3)$$

بردار ضریب ترکیب خطی که باعث هم‌انباشتگی بین سری‌ها شده است، بردار هم‌انباشتگی نام دارد.

مثلاً x_t و y_t هر دو $I(1)$ بوده و $bY \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} - x_t$ کمیتی $I(0)$ باشد.

مدل‌های هم‌انباشتگی این امکان را فراهم می‌کنند تا با وجود نامانای بودن متغیرها در مورد پارامترها و

نیز روابط متغیرها به استخراج نتایج پرداخته شود [۳۹].

۳-۹-۱- آزمون‌های هم‌انباشتگی

روش‌های متعددی برای آزمون هم‌انباشتگی در مقاله‌های مختلف ارایه شده است. دو روش ساده

آزمون هم‌انباشتگی عبارت است از:

۱. آزمون انگل- گرنجر و انگل- گرنجر تعمیم یافته بر اساس U_t تخمینی از رگرسیون

هم‌انباشتگی

۲. آزمون رگرسیون هم‌انباشتگی دوربین- واتسون^۱

روش آزمون انگل- گرنجر و انگل- گرنجر تعمیم یافته به این ترتیب است که ابتدا رگرسیونی نظیر

رگرسیون $Y_t = \alpha + \beta X_t + U_t$ به روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شود و جملات خطای آن

محاسبه می‌شود. سپس به روش دیکی- فولر یا دیکی- فولر تعمیم یافته نامانایی جملات خطا آزمون

می‌شود. اگر جملات خطا مانا باشند، آنگاه نتیجه آن خواهد بود که متغیرهای مورد بحث

¹ Cointegration Regression Durbin-Watson (CRWD)

هم‌انباشته‌اند. اما نکته قابل توجه در این مورد آن است که چون مقدار واقعی β مشخص نیست و از برآورد آن در برآورد کمیت‌های U_t استفاده می‌شود و در حقیقت خود U_t ها هم‌برآورد هستند، مقادیر بحرانی آزمون دیکی- فولر و آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته برای آزمون نامانای U_t مناسب نیست. دو دلیل عمده برای این امر وجود دارد. یکی این که ساختار روش حداقل مربعات معمولی به گونه‌ای است که آن چنان برآوردی را برای ضرایب انتخاب می‌کند که جملات خطا کوچک‌ترین واریانس نمونه را داشته باشند. بنابراین حتی اگر متغیرها هم‌انباشته هم نباشند این امر موجب می‌شود جملات خطا بیشتر مانا به نظر برسند. در نتیجه استفاده از کمیت‌های بحرانی معمول دیکی- فولر موجب می‌شود فرضیه صفر بیشتر رد شود. دومین دلیل آن است که توزیع آماره آزمون آن متاثر از تعداد متغیرهای توضیح‌دهنده‌ای است که در رگرسیون وارد می‌شوند. به این لحاظ، انگل و گرنجر مقادیر بحرانی آزمون دیکی- فولر و آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته را برای آزمون هم‌انباشتگی با توجه به نکات فوق محاسبه کرده‌اند. در این ارتباط آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم یافته به آزمون‌های انگل- گرنجر و انگل- گرنجر تعمیم‌یافته شهرت یافته‌اند.

یک آزمون دیگر برای هم‌انباشتگی که نسبتاً فراگیر می‌باشد آزمون دوربین- واتسون در رگرسیون هم‌انباشته کننده یا به اختصار CRDW نامیده می‌شود. چنانچه آماره آزمون دوربین- واتسون یعنی $CRDW \cong 2(1 - \rho)$ به طور معنی‌داری بزرگ‌تر از صفر باشد، سری‌های زمانی در معادله رگرسیون هم‌انباشته هستند. در صورتی که $\rho = 1$ باشد آن‌گاه $CRDW \cong 0$ و فرضیه هم‌انباشتگی رد می‌شود. انگل و گرنجر و مکینون مقادیر بحرانی مربوط به آماره آزمون رگرسیون هم‌انباشتگی دوربین- واتسون را برای حجم‌های مختلف نمونه و مواردی که متغیر روند در معادله رگرسیون وارد می‌شود را ارائه کرده‌اند [۳۹].

۳-۹-۲- آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن و یوسیلیوس

روش انگل و گرنجر چند نقطه ضعف دارد. اولاً، انتخاب متغیر سمت چپ می‌تواند هر یک از متغیرهای مدل باشد. مثلاً در مورد دو متغیر Y_t و Z_t ، دو رگرسیون تعادلی زیر را می‌توان انتخاب کرد:

$$Y_t = \beta_{01} + \beta_{11}Z_t + \varepsilon_{1t}$$

$$Y_t = \beta_{02} + \beta_{12}Z_t + \varepsilon_{2t} \quad (۴۰-۳)$$

وقتی که حجم نمونه به سمت بی‌نهایت گرایش پیدا می‌کند، نظریه‌های جانبی دال بر آن است که آزمون ریشه واحد برای ε_{1t} و ε_{2t} هم‌ارزند، ولی در نمونه‌های کوچک، که معمولاً محقق با آن مواجه است، ممکن است یکی از رگرسیون‌های فوق هم‌انباشته بودن و دیگری هم‌انباشته نبودن را نشان دهند. این مورد بسیار نامطلوب است. زیرا باید آزمون‌های هم‌انباشتگی نسبت به انتخاب متغیر برای نرمال کردن تغییرناپذیر باشد. در مورد وجود متغیرهای بیشتر حادثتر از این می‌باشد زیرا هر یک از متغیرها می‌تواند متغیر سمت چپ تلقی شود. در مورد اخیر مشکل دیگر این است که ممکن است بیش از یک رابطه هم‌انباشتگی وجود داشته باشد که روش انگل و گرنجر قادر به تشخیص بردارهای هم‌انباشتگی چندگانه نیست. ثانیاً مشکل دیگر روش انگل و گرنجر دو مرحله‌ای بودن آن است. بدیهی است که هر خطایی در برآورد ε در مرحله اول ایجاد شود به مرحله دوم منتقل می‌شود. برای اجتناب از این مشکلات چند روش ارایه شده است که از معروف‌ترین آن‌ها روش جوهانسن است که از طریق برآورد کننده‌های حداکثر درست‌نمایی قادر به برطرف کردن مشکل دو مرحله‌ای بودن و همچنین دارای توان تشخیص هم‌انباشتگی چندگانه می‌باشد، و علاوه بر این روش توان آزمون بردار هم‌انباشتگی به صورت مقید و برآورد پارامترهای سرعت تعدیل را دارد [۲۴].

۳-۹-۳- هم‌انباشتگی و VAR

الگوی خود بازگشت (خودرگرسیون) برداری را با m متغیر به صورت

$$Y_t = \sum_{j=1}^k A_j Y_{t-j} + v_t \quad (۴۱-۳)$$

می‌نویسند. برای ساده کردن فرمول، عرض از مبدا حذف می‌شود. همچنین فرض می‌شود که تمام متغیرهای آن دارای مرتبه هم‌انباشتگی یک یا صفر باشند.

الگوی ۳-۴۱ را نیز می‌توان به صورت

$$\Delta Y_t = B Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} B_j Y_{t-1} + v_t \quad (42-3)$$

نوشت که در آن:

$$B = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_k)$$

و

$$B_j = -(A_{j+1} - A_{j+2} - \dots - A_{j+k}) \quad j = 1, 2, \dots, k-1 \quad (43-3)$$

است. الگوی ۳-۴۲ شبیه یک الگوی تصحیح خطا است که اگر تمام متغیرهای آن دارای مرتبه هم‌انباشتگی یک باشند، متغیرهای ΔY_{t-j} مانا خواهند بود. حال با فرض وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها و در نتیجه مانا بودن $B Y_{t-1}$ ، می‌توان الگو را به صورت سازگار برآورد کرد.

می‌توان ثابت کرد که

۱- اگر رتبه ماتریس B برابر صفر باشد، در نتیجه تمام عناصر این ماتریس برابر صفر خواهند بود. لذا در رابطه ۳-۴۲ مکانیزم تصحیح خطای $B Y_{t-1}$ وجود ندارد. این بدان معنی است که بین متغیرهای الگو رابطه تعادلی بلندمدت وجود ندارد و در نتیجه این متغیرها هم‌انباشته نیستند و الگوی VAR را می‌توان با استفاده از تفاضل مرتبه اول این متغیر تشکیل داد.

۲- اگر رتبه ماتریس B برابر m باشد؛ یعنی سطرهای آن استقلال خطی از یکدیگر داشته باشند، بردار فرآیند $\{Y_t\}$ مانا خواهد بود. این بدان معنی است که تمام متغیرهای هم‌انباشته از مرتبه صفر هستند و در نتیجه هم‌انباشتگی بین این متغیرها هم، دیگر مطرح نیست. الگوی VAR را می‌توان با استفاده از مقادیر سطح متغیرها تشکیل داد.

۳- اگر رتبه ماتریس B برابر r باشد، به طوری که $r < m$ و در نتیجه سطرهای آن استقلال خطی از یکدیگر نداشته باشند، می‌توان این ماتریس را به صورت:

$$B = D \cdot \hat{C} \quad (44-3)$$

نوشت که در آن C, D ماتریس‌هایی با ابعاد $m \times r$ هستند. ماتریس D را ماتریس تعدیل و ماتریس C را ماتریس هم‌انباشتگی می‌نامند. در مواردی که $Y \sim I(1)$ است، $\hat{C}Y_t \sim I(0)$ خواهد بود و در نتیجه تمام متغیرها در (بردار) Y_t هم‌انباشته هستند. ستون‌های ماتریس C ، یعنی C_1, C_2, \dots, C_r بردارهای هم‌انباشتگی به حساب می‌آیند. به عبارت دیگر رتبه ماتریس B ؛ یعنی r ، نشانگر تعداد بردارهای هم‌انباشتگی و در نتیجه رتبه هم‌انباشتگی آن را نشان می‌دهند. الگوی VAR را نیز می‌توان به صورت یک الگوی تصحیح خطا برداری یا (VECM) نوشت [۳۲].

مراحل روش جوهانسن [۴۳] و چارمزا و دیدمن (۱۹۹۷) [۲۶] عبارت است از:

۳-۹-۳-۱- مرحله یکم

با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد، مثلاً آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته، مرتبه هم‌انباشتگی متغیرها، فرضاً m متغیر، تعیین می‌شود.

۳-۹-۳-۲- مرحله دوم

با استفاده از مقادیر سطح متغیرها، الگوی خودبازگشت (خودرگرسیون) برداری را تشکیل داده و مرتبه آن را با استفاده از آزمون‌های معیار آکائیک، معیار شوارتز، آماره نسبت درست‌نمایی و یا سایر آزمون‌ها تعیین می‌کنند.

۳-۹-۳-۳- مرحله سوم

ΔY_t تابعی از $\Delta Y_{t-1}, \Delta Y_{t-2}, \dots, \Delta Y_{t-k+1}$ در نظر گرفته می‌شود، سپس برآورد آن صورت می‌گیرد و جملات پسماند حاصل از برآورد ذخیره می‌شود. با استفاده از تأمین عنصر، جملات پسماند ذخیره شده حاصل از برآورد رگرسیون با m متغیر، بردار $R_{0k}, m \times 1$ تشکیل می‌شود.

۳-۹-۳-۴ - مرحله چهارم

Y_{t-k} تابعی از $\Delta Y_{t-1}, \Delta Y_{t-2}, \dots, \Delta Y_{t-k+1}$ در نظر گرفته می‌شود و جملات پسماند حاصل از برآورد آنها ذخیره می‌شود. با استفاده از t امین عنصر، جملات پسماند ذخیره شده حاصل از برآورد رگرسیون با m متغیر، بردار $m \times 1$ ، R_{kt} تشکیل می‌شود.

۳-۹-۳-۵ - مرحله پنجم

چهار ماتریس $m \times m$ ، S_{oo} ، S_{ok} ، S_{ko} ، S_{kk} را با استفاده از فرمول

$$S_{ij} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n R_{it} R_{jt}^t \quad i, j = o, k \quad (45-3)$$

و برای n مشاهده (حجم نمونه) در نظر گرفته می‌شود.

۳-۹-۳-۶ - مرحله ششم

مربع ضریب همبستگی کانونی^۱ مربوط به ریشه‌های مشخصه مرتب شده ماتریس^۲

$$S = S_{oo}^{\frac{1}{2}} S_{ok} S_{kk}^{-1} S_{ko} S_{oo}^{\frac{1}{2}} \quad (46-3)$$

و یا ریشه‌های مشخصه (یا مقادیر ویژه)^۳، تابع چند جمله‌ای^۴

$$|\mu S_{kk} - S_{ko} S_{oo}^{-1} S_{ok}| S = 0 \quad (47-3)$$

حاصل می‌شود. به فرض داشتن m متغیر، بیشینه تعداد ریشه‌های مشخصه به دست آمده می‌تواند برابر m باشد. این ریشه‌ها را از کم به زیاد می‌توان به ترتیب $\hat{\mu}_1 > \hat{\mu}_2 > \hat{\mu}_3 > \dots > \hat{\mu}_m$ نشان داد.

۳-۹-۳-۷ - مرحله هفتم

اگر رتبه (B) برابر صفر باشد، متغیرها ناهم‌انباشته و اگر برابر m باشد متغیرها مانا و اگر مساوی r

¹ Squared Canonical Correlation

² Ordered Characteristic roots of the matrix

³ Eigenvalues

⁴ Polynomial function

باشد، به شرط $0 < r < m$ متغیرها هم‌انباشته هستند. علاوه بر آن مشخص است که رتبه ماتریس B برابر است با تعداد ریشه‌های مشخصه‌ای که تفاوت معنی‌داری از مقدار صفر داشته باشد. بنابراین رتبه ماتریس B برابر است با تعداد ریشه‌های مشخصه $\hat{\mu}_1 > \hat{\mu}_2 > \hat{\mu}_3 > \dots > \hat{\mu}_m$ که دارای اعتبار آماری می‌باشند و یا تعداد $1 - \hat{\mu}_j$ (برای $j=1,2,\dots,m$)، که تفاوت معنی‌دار با عدد یک دارند. برای انجام آزمون از دو آماره نسبت درست‌نمایی استفاده می‌شود که عبارتند از:

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -n \sum_{j=r+1}^M \ln(1 - \hat{\mu}_j) \quad (46-3)$$

و یا

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -n \cdot \ln(1 - \hat{\mu}_{r+1}) \quad (47-3)$$

برای آماره 46-3 اگر مقدار $\lambda_{\text{trace}}(r)$ بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی باشد، فرضیه H_0 رد می‌شود. فرضیه‌های این آماره عبارتند از:

$$\begin{cases} H_0: r = 0 \\ H_\alpha: r \geq 1 \end{cases}$$

$$\begin{cases} H_0: r \leq 1 \\ H_\alpha: r \geq 2 \end{cases}$$

.

.

$$\begin{cases} H_0: r \leq m-1 \\ H_\alpha: r = m \end{cases} \quad (48-3)$$

برای آماره 47-3 هم اگر مقدار $\lambda_{\text{max}}(r)$ بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی جدول باشد، فرضیه H_0 رد می‌شود. فرضیه‌های این آماره عبارتند از:

$$\begin{cases} H_0: r = 0 \\ H_\alpha: r = 1 \end{cases}$$

$$\begin{cases} H_0: r \leq 1 \\ H_\alpha: r = 2 \end{cases}$$

.

.

$$\begin{cases} H_0: r \leq m-1 \\ H_\alpha: r = m \end{cases} \quad (49-3)$$

مقادیر بحرانی مربوط به این آماره‌ها را می‌توان در مطالعات جوهانسن (۱۹۸۸) [۴۳]، جوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۰) [۴۴] مشاهده کرد. لازم است توجه شود که در هر دو آزمون، ۳-۴۸ و ۳-۴۹، هنگامی که (از بالا به پایین) فرضیه H_0 را نتوان رد کرد، ادامه آزمون متوقف می‌شود. در نتیجه رتبه ماتریس B ، یا r ، با توجه به فرضیه H_0 تعیین می‌گردد.

۳-۹-۳-۸ - مرحله هشتم

برای هر یک از ریشه‌های مشخصه یک بردار ویژه، به فرض V_1, V_2, \dots, V_m تعیین می‌شود و ماتریس مقادیر ویژه $V = [V_1 \ V_2 \ \dots \ V_m]$ تشکیل می‌شود. با استفاده از $V^T S_{kk} V = I$ ، بردارهای ویژه نرمال می‌شود. اگر در مرحله هفتم رتبه ماتریس B برابر r تعیین شده باشد، اولین r بردار ویژه در V ، همان r بردار هم‌انباشتگی است که تشکیل ماتریس هم‌انباشتگی $C = [V_1 \ V_2 \ \dots \ V_r]$ را می‌دهد. ماتریس تعدیل را نیز با $D = S_{ok} C$ تعیین می‌کنند. بدین ترتیب برآوردکننده‌های بیشینه درست‌نمایی $D, (ML)$ و C حاصل می‌شود.

۳-۹-۴ - تعیین الگوی مطلوب

پس از تعیین طول وقفه باید نسبت به تشخیص وجود روند و عرض از مبدا در رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت اقدام نمود. در اینجا به طور هم‌زمان برای تشخیص شکل الگوی تصحیح خطا و تعداد بردارهای هم‌انباشتگی، از روش هم‌انباشتگی یوهانسن بر اساس آزمون اثر $\lambda_{\text{trace}}(r)$ و آزمون حداکثر مقدار ویژه $\lambda_{\text{max}}(r)$ استفاده می‌شود. بر این اساس پنج حالت مختلف برای مدل تصحیح خطا شامل مقیدترین حالت (الگوی اول) تا نامقیدترین حالت (الگوی پنجم) قابل پیش‌بینی است. این الگوها به صورت زیر هستند:

۱. عرض از مبدا و روند زمانی در هیچ یک از رابطه‌های بلندمدت و رابطه‌های کوتاه‌مدت وجود ندارد.

۲. تنها رابطه‌های بلندمدت مقید به داشتن عرض از مبدا هستند.

۳. در الگوی کوتاهمدت روند زمانی وجود ندارد و تنها عرض از مبدا وجود دارد. این عرض از مبدا سبب خواهد شد تا رابطه‌های بلندمدت از روند برخوردار شوند.

۴. در الگوی کوتاهمدت روند زمانی وجود ندارد، اما رابطه‌های بلندمدت دارای روند زمانی هستند.

۵. روند زمانی در الگوی کوتاهمدت وجود دارد و بنابراین رابطه‌های بلندمدت از روند زمانی درجه دوم برخوردار خواهند بود.

از آنجا که در عمل تحقق الگوی اول (عدم وجود عرض از مبدا و روند زمانی در هیچ یک از رابطه‌های بلندمدت و کوتاهمدت) و الگوی پنجم (وجود روند زمانی درجه دوم در رابطه‌های بلندمدت) بسیار بعید است، الگوی دوم تا چهارم مورد بررسی قرار می‌گیرند. ابتدا این سه الگو تخمین زده می‌شوند و فرضیه وجود هیچ بردار هم‌انباشتگی ($r = 0$) در برابر یک بردار هم‌انباشتگی ($r = 1$) به ترتیب از الگوی دوم تا چهارم مورد آزمون قرار می‌گیرد. اگر فرضیه صفر برای الگویی رد نشود، آن الگو به عنوان شکل مدل تصحیح خطا انتخاب و تعداد بردارهای بهینه صفر تعیین می‌شود. در غیر این صورت فرضیه $r = 1$ در برابر فرضیه $r = 2$ برای هر سه الگو (به ترتیب) آزمون می‌شود و به این ترتیب شکل الگو و تعداد بردارهای هم‌انباشتگی مشخص می‌شود [۲۳].

۳-۱۰- برآورد الگوی تصحیح خطای برداری

شاید بتوان مهم‌ترین دستاورد تحلیل هم‌انباشتگی را، طرح نظریه گرنجر [۳۵] دانست. بر اساس این نظریه اگر دو متغیر X_t, Y_t هم‌انباشته باشند، بین آن‌ها رابطه بلندمدت برقرار می‌شود. البته در کوتاهمدت ممکن است در وضعیت نبود تعادل (عدم تعادل) باشند که در این صورت جملات خطای مربوطه را خطای تعادلی می‌نامند. پویایی عدم تعادل کوتاهمدت بین دو متغیر را می‌توان از طریق الگوی تصحیح خطا، که در سال ۱۹۶۴ توسط سارگان [۵۰] مطرح شد، نشان داد. الگوی تصحیح خطا که رفتار کوتاهمدت و بلندمدت دو متغیر را به یکدیگر مرتبط می‌سازد، عبارت است از:

$$\Delta Y_t = (\Delta Y_t, \Delta X_t) + \lambda \varepsilon_{T-1} + v_t \quad -1 < \lambda < 0 \quad (50-3)$$

در این الگو $\varepsilon_t = Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t \sim I(0)$, $Y_t, X_t \sim CI(1,1)$, $X_t \sim I(1)$, $Y_t \sim I(1)$ نوفه سفید و λ ضریب تعدیل کوتاهمدت هستند.

فصل چهارم

برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

۴-۱- مقدمه

با توجه به آنچه در فصل سوم توضیح داده شد، پژوهش حاضر در نظر دارد عوامل موثر بر مصرف مس در ایران را مورد ارزیابی قرار دهد. در این راستا، در این فصل، به تحلیل مدل‌های ارائه شده در فصل سوم پرداخته خواهد شد، تا بتوان از این راه، به سوالات و فرضیات پژوهش پاسخ داد. روند کار بدین صورت است که در مرحله اول آزمون ریشه واحد^۱ تک تک متغیرها از لحاظ مانایی^۲ و نامانایی^۳ بررسی می‌شود. سپس برآورد الگوی خودبازگشت (خودرگرسیون) برداری^۴ انجام می‌گیرد. وقفه بهینه^۵ نیز در نظر گرفته شده است. در مرحله پایانی آزمون هم‌انباشتگی^۶ انجام می‌شود که نشان دهنده وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل می‌باشد و پس از آن هم مدل الگوی تصحیح خطای برداری^۷ برآورد می‌شود.

۴-۲- معرفی متغیرها

این آزمون برای متغیرهای مصرف مس به عنوان متغیر وابسته و قیمت مس، آلومینیوم (کالای جایگزین)، نفت (کالای مکمل) و همچنین شدت صنعتی شدن، به عنوان متغیرهای مستقل تاثیرگذار در مدل، طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۰ در ایران انجام گرفته است که در این بخش به طور خلاصه به معرفی آنها پرداخته می‌شود.

۴-۲-۱- مصرف مس

همانطور که از شکل ۴-۱ مشخص است، مصرف مس در کشور از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۵ حالت نوسانی داشته است و حال آنکه از سال ۱۳۷۵ به بعد رشد چشمگیر سالیانه را تجربه کرده است. دلیل آن هم

¹ Unit root

² Stationary

³ Non Stationary

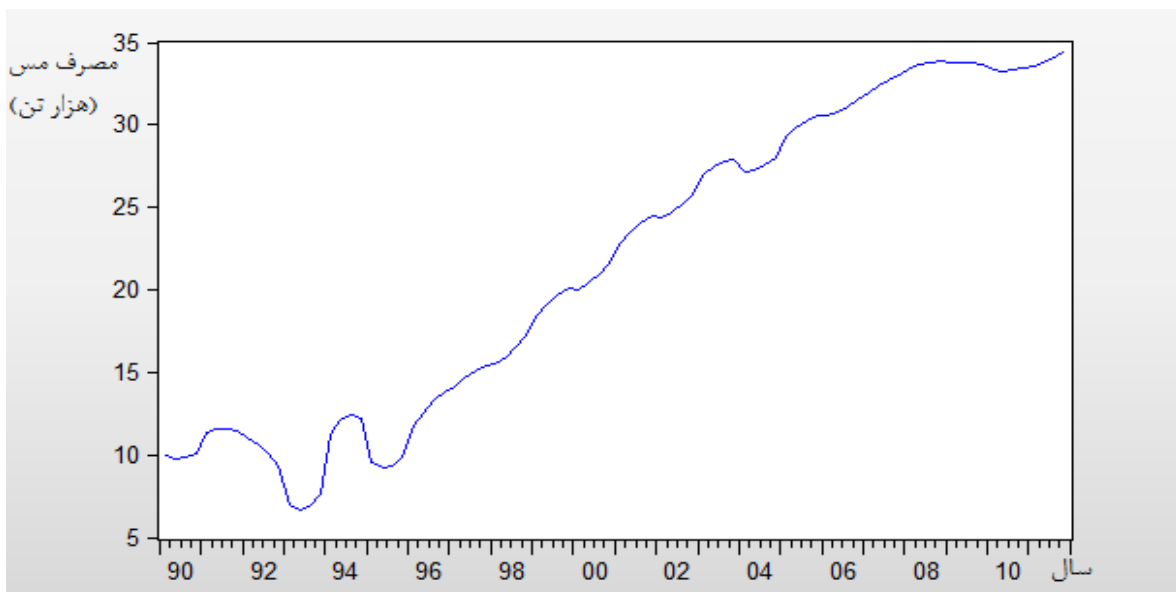
⁴ Model Vector Auto regression (VAR)

⁵ lag

⁶ Cointegration test

⁷ Vector error correction model (VECM)

این است که در سال‌های ۱۳۷۲ و ۱۳۷۴ به دلیل آنکه قیمت داخلی مس پایین‌تر از قیمت خارجی آن بوده است، بیشتر مس تولیدی کشور شامل صادرات شده است و بخش کوچکی از آن در داخل کشور مورد استفاده قرار گرفته است. اما پس از آن به دلیل تعادل قیمت‌ها در بازار داخل و خارج و همچنین توجه بیش از پیش به صنایع داخل کشور، مصرف این فلز ارزشمند در کشور پس از سال ۱۳۷۵ روند صعودی به خود گرفته است [۲].

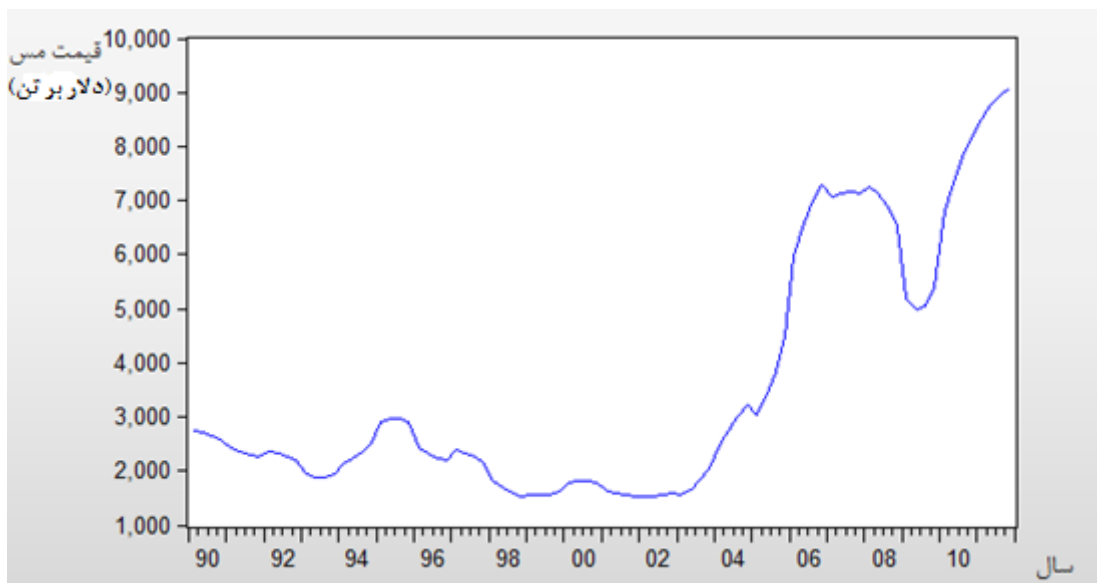


شکل ۴-۱ تغییرات مصرف مس (۱۳۷۰-۱۳۹۰)

۴-۲-۲- قیمت مس

قیمت مس یکی از مهمترین متغیرهای تاثیرگذار در مصرف این فلز می‌باشد و خود تحت تاثیر عوامل زیادی از قبیل قیمت انرژی، تغییرات نرخ ارز، رشد یا اقتصاد جهانی، آربیتراژ^۱ قیمتی می‌باشد [۲]. قیمت مس از سال ۱۳۷۰ تا ۸۰ روند معمولی را طی کرده است اما از سال ۱۳۸۰ به بعد به دلیل رشد اقتصاد چین و همچنین اقتصادهای نوظهوری مانند هند، برزیل رشد قابل توجهی داشته است [۲].

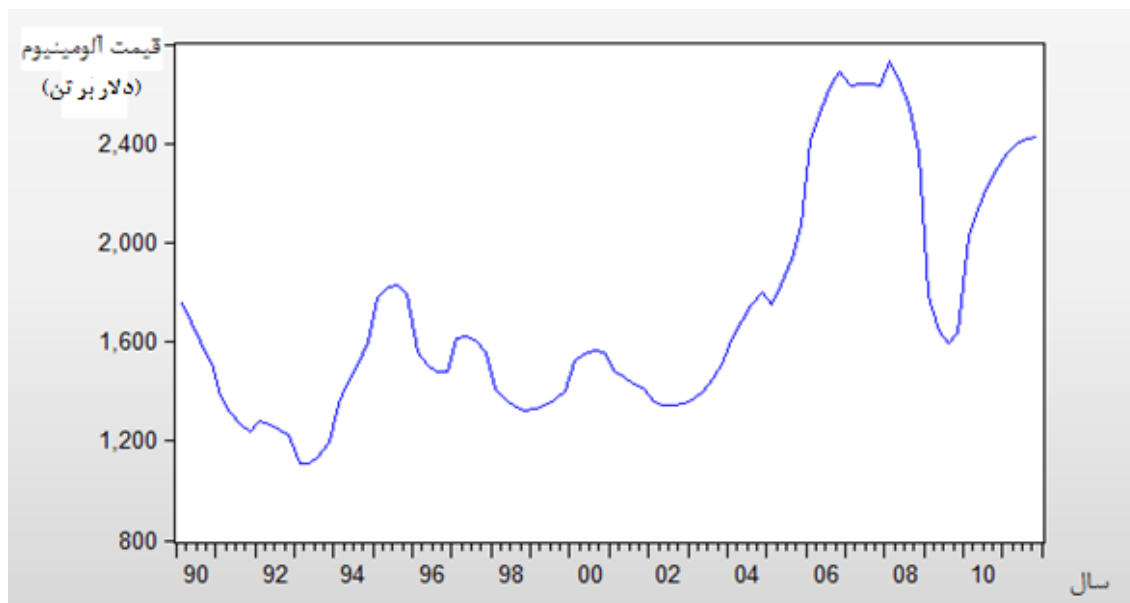
^۱ Arbitrage



شکل ۲-۴ تغییرات قیمت مس (۱۳۷۰-۱۳۹۰)

۳-۲-۴- قیمت آلومینیوم

آلومینیوم فلز جانشین مس می‌باشد، بنابراین تغییرات قیمت این فلز ارتباط مستقیمی با مصرف مس دارد. در طول سالیان گذشته قیمت آلومینیوم حالت نوسانی داشته است. متوسط قیمت آلومینیوم از سال ۱۳۷۰ تا سال ۱۳۹۰ برابر با ۱۷۵۰/۶۴ دلار بوده است که نشان می‌دهد بازار آلومینیوم به نسبت دیگر بازارهای فلزی شرایط جذابی ندارد که از روزهای سخت تولید جهانی این فلز حکایت می‌کند. از طرفی اوج قیمت آلومینیوم در ۱۳۸۷ با قیمت ۳ هزار و ۲۷۱ دلار و ۲۵ سنت بوده و کف قیمتی این فلز نیز ۱۰۲۲ دلار و ۷۰ سنت و مربوط به ۱۳۷۲ بوده است. رشد دسته جمعی قیمت فلزات در کنار قیمت نفت و طلا و کاهش محسوس موجودی انبارها مهم‌ترین دلایل افزایش نسبی قیمت آلومینیوم به شمار می‌رود [۹].

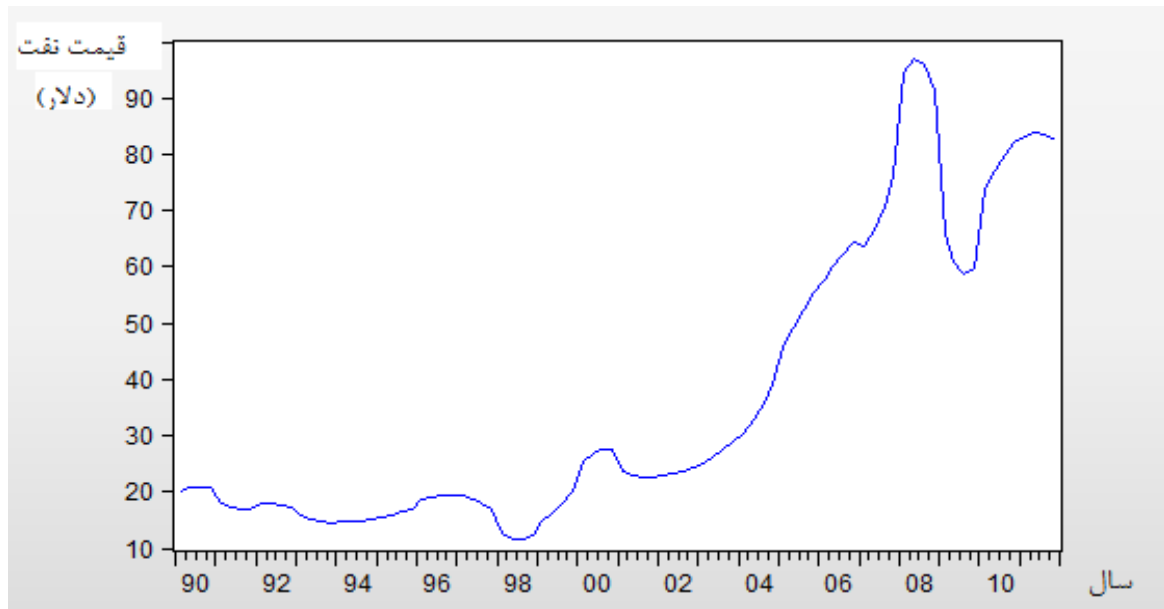


شکل ۳-۴ تغییرات قیمت آلومینیوم (۱۳۷۰-۱۳۹۰)

۴-۲-۴- قیمت نفت

نفت به عنوان شاخصی از انرژی، از مهمترین نهاده‌های اولیه تولید مس در صنایع این فلز به شمار می‌رود. بنابراین نفت به عنوان کالای مکمل برای مس در نظر گرفته می‌شود. عوامل بسیاری می‌توانند باعث نوسان در بازار نفت شوند که از آن جمله می‌توان به: تغییر فصول، تأثیر بازار نفت ایالات متحده امریکا و اروپا و کاهش ذخایر بنزین در ایالات متحده امریکا اشاره کرد. هرگونه نوسان در این بازارها می‌تواند باعث بالا یا پایین رفتن قیمت نفت در بازارهای جهانی شود. در نیمه اول سال ۲۰۰۸ میلادی قیمت هر بشکه نفت در بازار جهانی رشد چشمگیری پیدا کرد. در مورد دلایل رشد بی سابقه قیمت نفت در ابتدای قرن ۲۱ مطالب مختلفی می‌توان عنوان کرد که از جمله آنها می‌توان به رشد تقاضای نفت به دلیل افزایش نرخ رشد اقتصادی چین و رشد تقاضا در این کشور آسیایی و افزایش ناآرامی‌ها در خاورمیانه و افزایش فشار روی بازار از طرف دلان نفتی اشاره کرد. در نیمه دوم همین سال قیمت نفت به یکباره سقوط کرد. البته در این بازه زمانی نه تنها قیمت نفت بلکه قیمت تمامی کالاهای سرمایه‌ای به استثنای طلا تنزل یافت. در نیمه دوم سال ۲۰۰۸ میلادی هر بشکه نفت با قیمت کمتر از ۶۰ دلار به فروش رسید. دلیل کاهش قیمت نفت در نیمه دوم سال ۲۰۰۸ میلادی کاهش تقاضا

برای این منبع انرژی و فرآورده‌های آن بود. البته کاهش ارزش دلار در بازار جهانی که سبب رشد قیمت تمام شده نفت شده بود هم عامل دیگری برای این تحول در قیمت نفت شد [۱۰].

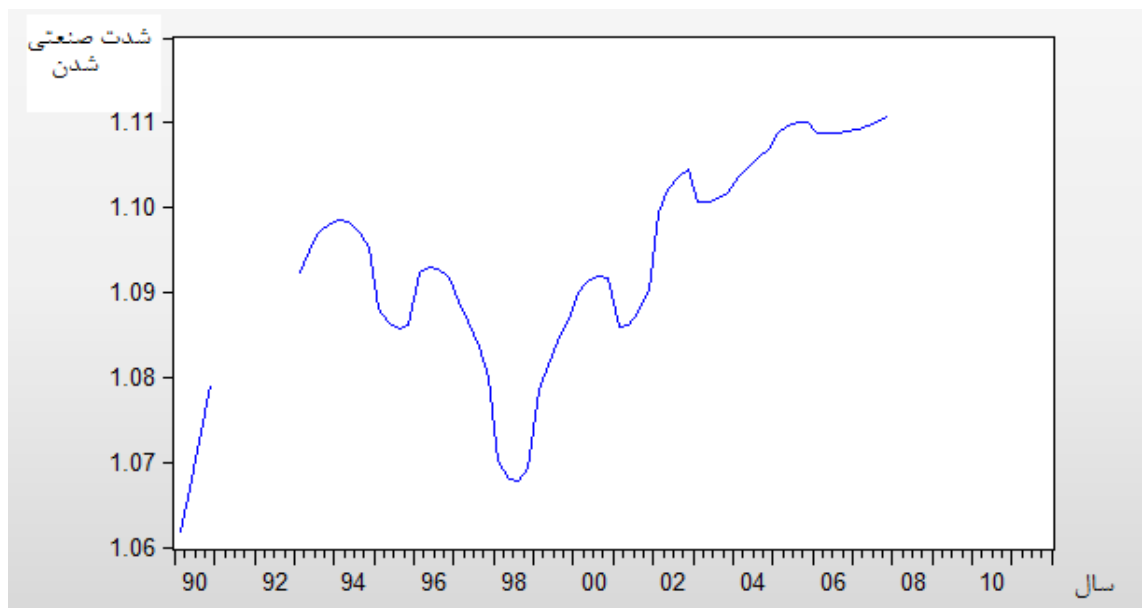


شکل ۴-۴ تغییرات قیمت نفت (۱۳۷۰-۱۳۹۰)

۴-۲-۵- شدت صنعتی شدن

یکی از مهمترین عواملی که بیشترین تاثیر را در مصرف مس دارد، شدت صنعتی شدن می‌باشد که از تقسیم میزان تولیدات صنعتی کشور بر تولید ناخالص ملی (GNP)^۱ به دست می‌آید. اگرچه طلا به عنوان کالایی که همیشه در اوضاع ناپایدار اقتصادی جهان طرفداران خاص خود را دارد، اما تفاوت‌های عمده‌ای با مس دارد که این ویژگی‌ها فلز مس را به انتخاب برتر در بازار تبدیل نموده است. با توجه به خصوصیات ذاتی و همچنین با توجه به اینکه مس نسبت به طلا ارزان بوده و به مقدار فراوان در دسترس است مزیت مس در برابر طلا را رقم زده است. شکل ۴-۶ روند تغییرات صنعتی شدن کشور را طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۰ نشان می‌دهد؛ نوساناتی که در این شکل دیده می‌شود به این دلیل است که دولت‌ها چه سیاست‌هایی را برای تامین کالاها و تولید در طی سال‌های مختلف به کار گرفته‌اند.

¹ Gross National Product



شکل ۴-۵ تغییرات شدت صنعتی شدن (۱۳۷۰-۱۳۹۰)

۴-۳- معرفی مدل

متغیرهای تاثیرگذار طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۰ به صورت فصلی در مدل استفاده خواهند شد. این متغیرها عبارتند از: مصرف مس به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای قیمت مس، قیمت آلومینیوم (کالای جایگزین)، شدت صنعتی شدن (که از تقسیم کالاهای صنعتی تولیدشده بر تولید ناخالص ملی به دست می‌آید) و قیمت نفت (کالای مکمل) به عنوان متغیرهای مستقل.

مدل مورد مطالعه در این تحقیق، برگرفته از مدل مورد مطالعه ویال (۱۹۸۹) [۵۳]، می‌باشد که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$L(CU_c)_t = \alpha_0 + \alpha_1 L(CU_p)_t + \alpha_2 L(AL_p)_t + \alpha_3 L(OIL_p)_t + \alpha_4 L(IND)_t + U_t \quad (1-4)$$

که در معادله ۱-۴، CUC میزان مصرف مس، CUP قیمت مس، ALP قیمت آلومینیوم، IND شدت صنعتی شدن (که از تقسیم کالاهای صنعتی تولید شده بر تولید ناخالص ملی به دست می‌آید)، $OILP$ قیمت نفت و U_t جمله اخلاص است.

۴-۳-۱- آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل

برای بررسی پایایی متغیرها در مطالعه حاضر از آزمون ریشه واحد تعمیم یافته-دیکی فولر استفاده شده است که نتایج آن در جدول ۴-۱ آمده است.

همانطور که در جدول ۴-۱ مشاهده می شود، آماره دیکی فولر تعمیم یافته محاسبه شده برای متغیر مصرف مس در سطح معناداری ۹۵ درصد به میزان $2/43$ - بوده و ناماناست. همچنین آماره دیکی فولر برای این متغیر با یکبار تفاضل گیری به میزان $6/20$ - بوده و ماناست. فرضیه صفر مبنی بر نامانایی این متغیر در سطح اطمینان ۹۵٪ رد می شود. در نتیجه این متغیر مانا از تفاضل مرتبه اول یا $I(1)$ است.

طبق روندی که گفته شد، آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته بر روی متغیرهای قیمت مس، قیمت نفت، قیمت آلومینیوم و شدت صنعتی شدن در سطح مانا نبود و با یک مرتبه تفاضل گیری مانا شد. اساس کار بدین صورت است که آماره آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته ارائه شده می باید در سطح اطمینان مورد نظر بزرگتر از مقادیر بحرانی باشد. نتایج نشان می دهند که به دلیل کوچک تر بودن آماره آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته از مقادیر بحرانی نمی توان فرضیه H_0 را مبنی بر نامانایی متغیر در سطح ۵٪ رد کرد. بنابراین این متغیر در سطح ناماناست و با یک مرتبه تفاضل گیری آماره آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته از مقادیر بحرانی بزرگ تر است. فرضیه صفر مبنی بر نامانایی این متغیر در سطح اطمینان ۹۵٪ رد می شود. در نتیجه این متغیر مانا از تفاضل مرتبه اول یا $I(1)$ است.

جدول ۴-۱ آزمون پایایی متغیرهای مدل با عرض از مبدا و روند

درجه پایایی	مقادیر بحرانی ADF			آماره مشاهده شده در سطح	آماره مشاهده شده با یکبار تفاضل گیری	متغیر(در سطح یا با یکبار تفاضل گیری)
	٪۱۰	٪۵	٪۱			
I(1)*	-۳/۱۶	-۳/۴۶	-۴/۰۷	-۲/۴۳	-۶/۲۰	L(CUc)
I(1)	-۳/۱۶	-۳/۴۶	-۴/۰۷	-۱/۴۹	-۴/۸۳	L(CUp)
I(1)	-۳/۱۶	-۳/۴۶	-۴/۰۷	-۲/۸۲	-۵/۰۶	L(ALp)
I(1)	-۳/۱۷	-۳/۴۸	-۴/۱۱	-۲/۴۳	-۴/۱۱	L(IND)
I(1)	-۳/۱۶	-۳/۴۶	-۴/۰۷	-۲/۳۴	-۵/۱۹	L(OILp)

*I(1) نشان دهنده این است که متغیرها با یکبار تفاضل گیری پایا شده‌اند.

همانطور که مشاهده می‌شود همه متغیرهای مورد آزمون در این پژوهش با یک بار تفاضل گیری مانا شدند. برای بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مدل لازم است آزمون هم‌انباشتگی مورد بررسی قرار گیرد.

۴-۳-۲- آزمون هم‌انباشتگی

در این پژوهش الگوی دوم طبق مبانی نظری گفته شده در بخش ۳-۱۰-۴، انتخاب می‌گردد. برای داده‌های سری زمانی باید روند زمانی خطی را برای توابع هم‌انباشتگی در نظر داشت. نتایج آزمون پایایی نشان داد که تمام متغیرها با یکبار تفاضل گیری پایا شدند. به این منظور لازم است تا هم‌انباشتگی متغیرها بررسی شود. هم‌انباشتگی متغیرها با استفاده از آزمون یوهانسن بررسی می‌شود. که لازم است قبل از انجام این آزمون، برای بررسی این آزمون وقفه بهینه متغیرها با استفاده از نتیجه مدل VAR تعیین گردد. برای تعیین وقفه بهینه در این مدل نیز از معیار شوارتز^۱ استفاده شده است

¹ Schwarz Sc

که نتیجه گزارشی در جدول ۲-۴ نشان می‌دهد که براساس شبیه‌سازی مونت-کارلو^۱ چون تعداد داده‌ها از ۱۰۰ کمتر است، وقفه بهینه در این مدل، ۲، می‌باشد.

جدول ۲-۴ تعیین وقفه بهینه با استفاده از معیار شوارتز

تعداد وقفه	معیار شوارتز
۰	-۱۰/۶۷
۱	-۲۲/۸۲
۲	-۲۳/۱۹
۳	-۲۲/۰۴
۴	-۲۰/۷۵

با روش هم‌انباشتگی یوهانسن و بر اساس آزمون اثر $\lambda_{\text{trace}}(r)$ و آزمون حداکثر مقدار ویژه $\lambda_{\text{max}}(r)$ وجود حداکثر یک بردار هم‌انباشتگی برای این مدل به اثبات می‌رسد (جدول ۳-۴ و ۴-۴).

جدول ۳-۴ تعیین بردارهای هم‌انباشتگی براساس آزمون اثر

P-value	مقدار بحرانی (۰/۰۵)	آزمون اثر	تعداد روابط هم‌انباشتگی
۰/۰۰۰۹	۷۶/۹۷	۹۶/۱۰	هیچ

جدول ۴-۴ تعیین بردارهای هم‌انباشتگی براساس آزمون حداکثر مقدار ویژه

P-value	مقدار بحرانی (۰/۰۵)	آزمون مقدار ویژه	تعداد روابط هم-انباشتگی
۰/۰۰۵۳	۳۴/۸۱	۴۲/۳۴	هیچ
۰/۰۳۵۴	۲۸/۵۹	۲۹/۷۵	حداکثر یک رابطه

¹ Mont-Carlo

با توجه به نتایج مربوط به آزمون‌های پایایی متغیرهای الگو، به دلیل آنکه تمام متغیرها با یکبار تفاضل‌گیری پایا شدند، بنابراین برای برآورد رابطه بلندمدت، بهترین روش، آزمون یوهانسن^۱ می‌باشد، که نتایج مربوط به مدل به قرار معادله ۲-۴ است:

$$L(CUc) = 37.327 - 1.505 L(CUp) + 7.469 L(ALp) + 33.881(IND) - 1.71 L(OILp) \quad (2-4)$$

نتایج حاصل از مدل ۲-۴ نشان می‌دهد که تمام ضرایب متغیرها دارای علامت‌های مورد انتظار مطالعات نظری می‌باشند. برای اعتبارسنجی مدل، داده‌های مربوط به متغیرهای مستقل مدل برای سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ را در مدل ۲-۴ قرار داده می‌شوند و پاسخ به دست آمده با مقدار حقیقی آن مقایسه می‌شود. بر این اساس مقدار مصرف مس برای سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ به ترتیب برابر با ۱۳۱/۳ و ۱۳۳/۷ هزار تن به دست می‌آیند که در مقایسه با مقادیر واقعی آنها یعنی ۱۳۹/۴ و ۱۴۴/۳ هزار تن تفاوت چندانی ندارند.

همچنین نتایج حاصل از این مدل گویای آن هستند که: کشش مصرف مس در مقابل قیمت مس برابر (کشش قیمتی تقاضا) ۱/۵۱- می‌باشد. بر این اساس یک درصد افزایش در قیمت مس منجر به کاهش ۱/۵۱ درصدی مصرف مس در ایران شده است. کشش مصرف در مقابل قیمت آلومینیوم (کشش متقابل) برابر ۷/۴۷ می‌باشد که نشان دهنده آن است که یک درصد افزایش در قیمت آلومینیوم، به میزان ۷/۴۷ درصد مصرف مس کشور را افزایش می‌دهد و چون این عدد بزرگتر از یک به دست آمده است فرضیه جانشین بودن آلومینیوم با مس را نیز تایید می‌کند. کشش مصرف مس در مقابل شدت صنعتی شدن برابر ۳۳/۸۸ می‌باشد. بر این اساس یک درصد افزایش در شدت صنعتی شدن کشور، به میزان ۳۳/۸۸ درصد مصرف مس کشور را افزایش می‌دهد. کشش مصرف در مقابل قیمت نفت (کشش متقابل) برابر ۱/۷۱- می‌باشد که آن هم حاکی از آن است که با یک درصد افزایش در قیمت نفت،

¹ Johansen

۱/۷۱ درصد مصرف مس در کشور پایین می‌آید و ضریب منفی این متغیر نشان می‌دهد که نفت و مس کالای مکمل هستند.

۴-۳-۳- برآورد الگوی تصحیح خطای برداری

با انجام آزمون ریشه واحد متوجه شدیم که متغیرها مانا از تفاضل مرتبه یک هستند. سپس طول وقفه بعد از آزمون الگوی خودبازگشت (خودرگرسیون) برداری، تعیین شد. بعد از آن آزمون هم‌انباشتگی صورت گرفت. با توجه به وجود حداکثر دو رابطه بلندمدت، مدل مربوط به مصرف مس در ایران طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۰ با استفاده از روش یوهانسون تخمین زده شد. در ادامه جهت مطالعه رفتار دینامیکی کوتاه‌مدت متغیرها و نشان دادن سرعت تعدیل، به سمت تعادل بلندمدت، در بین متغیرهای الگو، به برآورد مدل با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری پرداخته می‌شود.

$$\begin{aligned} LCUc = & 0.18 D(LCUc(-1)) - 0.049 D(LCUc(-2)) - 0.31 D(LCUp(-1)) - 0.09 D(LCUp(-2)) \\ & + 0.76 D(LIND(-1)) - 2.98 D(LIND(-2)) + 0.003 D(LOILp(-1)) + 0.06 D(OILp(-2)) \\ & + 0.32 D(LALp(-1)) + 0.14 D(LALp(-2)) \end{aligned} \quad (3-4)$$

با توجه به معادله ۳-۴ نتایج گویای آن هستند که متغیرها با سرعت ۰/۰۴۰۳۰۸ به مقدار تعادلی بلندمدت نزدیک می‌شوند و همچنین آماره t مربوط به الگوی تصحیح خطای برداری برابر ۳/۳۴- می‌باشد که به لحاظ آماری معنادار است.

فصل پنجم

نتیجه گیری و پیشنهادات

۵-۱- مقدمه

نظر به اینکه بررسی توابع مصرف و تقاضای کالاهای اساسی کشور نقش به سزایی در اجرای سیاست-های کلان کشور دارد و می‌تواند تصمیم‌سازان کشور را در طرح‌ریزی برنامه‌های استراتژیک یاری دهد، این مطالعه به بررسی عوامل موثر بر مصرف یکی از فلزات مهم کشور یعنی مس می‌پردازد. لذا در فصل اول ضمن بررسی کلیات تحقیق، به بیان مسئله و فرضیات و سوالات تحقیق پرداخته شد. در فصل دوم پس از بیان مبانی مربوط به عرضه، تقاضا و مصرف و همچنین کلیات و تاریخچه‌ای در مورد فلز مس، به مطالعات داخلی و خارجی در مورد توابع مصرف و تقاضای کالاهای مختلف در ایران و کشورهای دیگر پرداخته شد. در فصل سوم پس از بیان مقدمه‌ای کوتاه راجع به مبانی اقتصادسنجی، مدل مورد استفاده در تحقیق به طور کامل معرفی گردید. در فصل چهارم، پس از معرفی متغیرها و بررسی روند مربوط به هرکدام در بازه زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۰، به اجرای مدل ارائه شده در فصل سوم با استفاده از داده‌های مربوط به هرکدام از متغیرها در این بازه زمانی که به صورت فصلی در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفته‌اند، پرداخته شد. در انتهای این فصل نتایج مربوط به مدل مورد بررسی قرار گرفت.

در این فصل ابتدا به بیان نتایج مربوط به تحقیق حاضر پرداخته می‌شود و پس از بررسی فرضیات مطرح شده در تحقیق، به بیان پیشنهادات و توصیه‌هایی مرتبط با موضوع مورد مطالعه پرداخته خواهد شد.

۵-۲- نتایج مدل برآورد شده

هدف اصلی مطالعه جاری برآورد عوامل موثر بر مصرف مس در ایران با استفاده از رهیافت یوهانسن در سری‌های زمانی می‌باشد. برای این منظور پس از بیان مبانی نظری، مطالعات تجربی مرور شده است که بررسی این مطالعات نشان می‌دهد که عواملی نظیر قیمت مس [۲۳]، قیمت کالای جانشین مس [۲۳]، قیمت کالای مکمل مس [۴۰] و شدت صنعتی‌شدن [۳۴] مهمترین عوامل موثر بر مصرف مس

می‌باشند. همچنین در خصوص نحوه ارتباط بین این متغیرها در مطالعات تجربی، ملاحظه می‌شود که قیمت مس رابطه غیرمستقیم با مصرف مس دارد [۲۳]، قیمت آلومینیوم به‌عنوان کالای جانشین دارای اثر مستقیم بر مصرف مس است [۲۳]، همچنین قیمت نفت به‌عنوان کالای مکمل [۴۰] دارای تاثیر منفی بر مصرف مس بوده است و در نهایت اینکه متغیر شدت صنعتی شدن دارای اثر مثبت بر مصرف مس بوده است [۳۴].

نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بین مصرف مس و قیمت نفت رابطه وجود دارد و با افزایش قیمت نفت انتظار می‌رود مصرف مس کم شود. لذا به‌عنوان توصیه سیاستی مهم تحقیق می‌توان به مدیران و دست‌اندرکاران صنعت مس ایران این نکته را مطرح نمود که تحولات قیمت نفت در بازارهای جهانی، یکی از عوامل موثر بر مصرف و تقاضای مس می‌باشد. توجه به این نکته می‌تواند در تنظیم قراردادهای پیش‌فروش مس به مشتریان داخلی و خارجی، حایز اهمیت باشد. بخصوص که در برخی از زمان‌ها به دلایلی قیمت نفت به‌صورت پیش‌بینی شده نوسان دارد و دانستن این نوسانات و همچنین دانستن این نکته که نوسانات قیمت نفت بر مصرف و در نتیجه قیمت مس موثر می‌باشد، مهمترین نتیجه کاربردی مطالعه جاری است.

از طرفی با توجه به اینکه بین قیمت آلومینیوم و مصرف مس رابطه مستقیم وجود دارد، تحولات قیمتی آلومینیوم نیز مشابه تحولات قیمتی نفت بوده و می‌تواند در تنظیم قراردادهای بلندمدت فروش مس مهم باشد.

همچنین باتوجه به ضریب مربوط به شدت صنعتی‌شدن در مدل (۴-۲)، بیشترین تاثیر را این متغیر در بین متغیرهای مستقل ایفا می‌کند. بنابراین باتوجه به شرایط تحریمی کشور و سیاست‌های کلان نظام مبنی بر خودکفایی در بخش‌های مختلف صنعت، برای سرعت بخشیدن به صنعتی‌شدن کشور و رشد بخش‌های مختلف آن، نیاز به یک برنامه‌ریزی صحیح و دقیق در بخش تولید مس با پیش‌فرض تخمین مصرف مس در سال‌های آتی خواهد بود.

۵-۳- بررسی فرضیات تحقیق

در این بخش به بررسی فرضیه‌های تحقیق که در فصل اول مطرح گردید، پرداخته می‌شود.

۱- با افزایش قیمت مس در ایران، میزان مصرف آن کاهش می‌یابد.

ضریب مربوط به قیمت مس منفی می‌باشد. همان طور که در فصول قبل گفته شد، هر چقدر قیمت مس افزایش پیدا کند، مصرف این فلز بنابر قانون تقاضا، کاهش می‌یابد. پس این ضریب معنی دار است.

۲- با افزایش قیمت کالای جایگزین، میزان مصرف مس افزایش می‌یابد.

ضریب مربوط به قیمت آلومینیوم مثبت است. همان طور که در فصول قبل گفته شد، هر چقدر قیمت آلومینیوم افزایش پیدا کند، مصرف مس هم به دلیل آنکه این دو فلز جایگزین یکدیگر محسوب می‌شوند، افزایش می‌یابد. پس این ضریب معنی دار است.

۳- با افزایش قیمت انرژی، میزان مصرف مس کاهش می‌یابد.

ضریب مربوط به قیمت نفت، منفی است. براساس آنچه که در فصول قبل گفته شد، هر چقدر قیمت نفت افزایش پیدا کند، مصرف مس کاهش می‌یابد. چون این دو کالا، مکمل هم محسوب می‌شوند، بنابراین، این ضریب هم معنی دار است.

۴- با افزایش میزان صنعتی شدن کشور، میزان مصرف مس افزایش می‌یابد.

ضریب شدت صنعتی شدن مثبت است. براساس مبانی تئوریک ذکر شده، هر چقدر شدت صنعتی شدن افزایش پیدا کند مصرف مس هم افزایش می‌یابد. پس این ضریب معنی دار است.

۵-۴- پیشنهادات برای تحقیقات آتی

اگرچه در این تحقیق سعی شده است که تمامی عوامل تاثیرگذار در صنعت مس مورد مطالعه قرار گیرد اما با در نظر گرفتن محدودیت‌های زمانی و مالی و در دسترس نبودن اطلاعات کافی، همواره انجام کامل و بی نقص تحقیقات غیر ممکن می‌باشد. لذا باتوجه به دلایل ذکر شده پیشنهاداتی به محققان برای انجام مطالعات آتی در این زمینه ارائه می‌شود.

۱- بعضی از متغیرهایی که می‌توانستند در مصرف مس و تغییرات آن تاثیرگذار باشند به خاطر در دسترس نبودن اطلاعات مربوط به آنها چشم‌پوشی شدند؛ لذا پیشنهاد می‌شود تا در مطالعات بعدی تاثیر متغیرهای دیگری مانند کابل نوری به عنوان کالای جایگزین و تولید ناخالص داخلی در تخمین تابع مصرف مس مطالعه شود.

۲- با پیشرفت سیستم‌های اطلاعاتی، می‌توان داده‌های سال‌های بیشتری را در اختیار داشت بنابراین می‌توان برآورد دقیق‌تری برای مصرف مس ارائه نمود.

۳- همچنین پیشنهاد می‌شود که تابع مصرف فلزات دیگر به خصوص فلزات استراتژیک و فلزاتی که معادن آنها در کشور به صورت انبوه وجود دارند مطالعه شود.

منابع و مأخذ:

- ۱- اخوی، احمد (۱۳۸۰). اقتصاد خرد، تهران، شرکت چاپ و نشر بازرگانی، ص ۱۵۱.
- ۲- بابایی، محمد جواد (۱۳۹۱). "تعیین عوامل موثر بر نوسانات قیمت فلز مس"، پروژه کارشناسی، دانشگاه صنعتی شاهرود.
- ۳- پایگاه ملی داده‌های علوم زمین کشور (www.ngdir.ir). میزان مصرف مس در صنایع. ۱۳۸۷.
- ۴- پژوهشگاه حوزه و دانشگاه، میانی اقتصاد اسلامی، تهران، سمت، ۱۳۷۹، چاپ سوم، ص ۲۸۵.
- ۵- پیرمرادی، سعید. گرامی شعار، پانته آ (۱۳۹۱). "مس، شاخص پنهان اقتصاد"، مجموعه مقالات اولین کنگره جهانی مس، تهران.
- ۶- چنگی آشتیانی، علی. جولای، مهدی (۱۳۹۱). "برآورد تابع تقاضای برق و پیش بینی آن برای افق چشم انداز ۱۴۰۴ ایران و نقش آن در توسعه کشور با توجه به هدفمند شدن یارانه های انرژی"، فصلنامه علمی پژوهشی، پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی، سال دوم، شماره هفتم.
- ۷- خبیری، بابک. ناصری، سید هادی. عبدی، محمد (۱۳۸۹). "تعیین مقدار تعادلی بازار با استفاده از حل دستگاه معادلات خطی فازی"، مجله ریاضیات کاربردی واحد لاهیجان، سال هفتم، شماره دوم، ص ۶۹-۷۷.
- ۸- رضایی ارجمندی، عبدالرضا، تسبیحی، آمنه (۱۳۸۶). "ارائه مدل ارتباطی توسعه حمل و نقل و رشد اقتصادی در ایران بر مبنای الگوی رگرسیون برداری"، فصل نامه پژوهش‌های اقتصادی، سال ششم، شماره دوم.
- ۹- روزنامه دنیای اقتصاد، "حرکات سینوسی قیمت آلومینیوم"، مرداد ۹۳.
- ۱۰- روزنامه دنیای اقتصاد، "دلیل نوسان قیمت نفت"، مرداد ۹۳.
- ۱۱- شاکری، عباس (۱۳۸۷)، "اقتصاد کلان نظریه‌ها و سیاست‌ها"، جلد دوم، تهران، نشر پارس نویسا، چاپ اول، ص ۶۶۰.

۱۲- صدیقی، اچ.آر، لاولر، کی.ا، (۱۳۸۶)، " اقتصاد سنجی رهیافت کاربردی " ترجمه شمس الله شیرین بخش، تهران، نشر آوای نور، چاپ اول، ص ۳۶۹-۳۸۰.

۱۳- صفوی، راشد(۱۳۸۵)، " برآورد تابع نقاضای محصولات پروتئینی در ایران"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۳۸۰، ص ۱۵۲-۱۶۷.

۱۴- فتاحی، شهرام. عباسپور، سحر. نظیفی نایینی، مینو (۱۳۹۱). " بررسی و مدلسازی قیمت مس در ایران با استفاده از شبکه عصبی مصنوعی"، مجموعه مقالات اولین کنگره جهانی مس، تهران.

۱۵- فرزین، محمدرضا. گل لاله، منوچهر (۱۳۸۸). " تخمین تابع تقاضای گردشگری در ایران". فصلنامه جغرافیا و توسعه.

۱۶- قدیری اصل، باقر (۱۳۷۹). کلیات علم اقتصاد، تهران، مرکز نشر سپهر، ص ۲۷۴.

۱۷- گرجی، ابراهیم (۱۳۷۹). اقتصاد کلان، تئوریا و سیاست گذاربهای کلان، تهران، موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، چاپ اول، ص ۱۹.

۱۸- گزارش صنعت مس، واحد صندوق‌های سرمایه گذاری، شهریور ۱۳۹۱.

۱۹- نشریه داخلی شرکت ملی صنایع مس ایران، شماره سی و دوم، آذر ۱۳۹۰.

۲۰- نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)، " ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی"، موسسه خدمات فرهنگی رسا، تهران.

۲۱- وبسایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. وضعیت ارزی آوری فلزات مختلف، آبان ۱۳۸۹.

22- Auty, R. (1985), "Materials intensity of GDP: Research issues on the measurement and explanation of change, Resources Policy", Vol 11, pp.275-83.

23- Bozdogan, K., Hartman, R.S., (1979). "US demand for copper: an introduction to theoretical and econometric analysis, in: Mikesell, R.F. (Ed.), The World Copper Industry". The John Hopkins University Press for Resources for the Future, Baltimore, MD, pp. 131-163.

24- C. Lon Enloe, Elizabeth Garnett, Jonathan Miles (2000), "Physical Science: What the Technology Professional Needs to Know", p. 47.

25- Charemza, W.W. and Readman, D. F.(1997), "New Directions in Econometrica Practice: General to Specific Modelling Cointegration and Vector Autoregression, 2nd edn. Cheltenham: Edward Elgar".

- 26- Crompton, P (1997). "Forecasting steel demand in south-east Asia",The university of western Australia.
- 27- Crompton, P. and Wu, Y (1998)." Chinese steel consumption in the 21 st century", The university of western Australia.
- 28- Devitov, A. Wallace, N.(2006)." Estimating a Cagan-type demand function for gold":1561-1913, Center for Economic and Financial Research at New Economic School.
- 29- Dickey, D.A. Jansen, D.W. and Thornton, D.L. (1994) "A primer on cointegration with an application to money and income", in B. B. Rao(ed), Cointegration for the Applied Economist, New York: St. Martin, S Press.
- 30- Drucker, P.F. (1986), "The Changed World Economy", Foreign Affairs, Vol 64, pp.768-91.
- 31- Engle, R. F. and Granger, C.W. J. (1987) "cointegration and error correction: Representation, estimation and testing", *Econometrica*, Vol 55,pp. 251-276.
- 32- Enders, W. (1995) "Applied Econometric Time Series", New York: John Wiley.
- 33- Evans, Mark. C.Lewis, Andrew (2004)." Dynamic metals demand model", *Resources Policy*, Vol 30, pp. 55–69.
- 34- Figuerola-Ferretti, I, Gilbert, C.L. (2001). "Price variability and marketing method in non-ferrous metals: slade's analysis revisited". *Resources Policy* 2001;,pp. 169–177.
- 35- Granger, C.W. J. (1986) "Developments in the study of cointegrated economic variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol 48, pp. 213-228.
- 36- Greene, W. H. (1999)," *Econometric Analysis*", 4th rdn., New Jersey: Prentice-Hall.
- 37- GrossPosted, D. (2005), "Obscure Economic Indicator: The Price of Copper". Vol 32, pp. 146-159.
- 38- Halada,K. and Masanori, S. and Kiyoshi, L (2008). "Forecasting of the Consumption of Metals up to 2050" , *Materials Transactions*, Vol. 49, No. 3 ,pp. 402 - 410.
- 39- Holden, D. and Perman, R.(1994), "Unit roots and Cointegration for the economist" in Rao, B. B. (ed), *Cointegration for the Applied Economist*, New York: St. Martin's Press.
- 40- Ibrahim B., Hurst .C (1989)," Estimating energy and oil demand functions", Oxford Institute for energy Studies.
- 41- ICSG Factbook, p12,28,30. 2010.
- 42- ICSG report, forecast 2010-2011.
- 43- Johansen, S. (1988), "statistical analysis of Cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol 12, pp. 213-254.

- 44- Johansen, S. and Juselius , K. (1990), “Maximum likelihood estimation and interference on Cointegration- with application to the demand of oney”, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol 52, pp.169-210.
- 45- Llyod, M.,(2011), “A spotlight on oil and copper” . , Materials Transactions, Vol. 51, No. 2 ,pp. 276 – 291.
- 46- Nelson, C. R. and Plosser, C. I. (1982), “Trends and random walks in macroeconomic time series”, Journal of Monetary Economics, Vol 10, pp. 139-162.
- 47- Oilprice.com, “Why copper is such an important economic indicator”, Sep 2009.
- 48- Osterwald-lemnum, M. (1992), “A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test Statistics”, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol 54, pp. 461-472.
- 49- Risopatron, Carlos R. (2012),” Global Copper Market Drivers 2010-2015”, ICSG, p6, 42.
- 50- Sargan, J. D. (1964), “Wages and prices in the United Kingdom: A study of econometric methodology”. In P. E. Hart, G. Mills and J. K Whitaker Econometric Analysis for National Economic Planning London: Butterworths.
- 51- Sims, Christopher A, (1980). “Macroeconomics and Reality”, Econometrica, Econometric Society, Vol 48(1), pp. 1-48, January.
- 52- Thomas, R.L. (1997), “Modern Econometrics: an introduction”, Harlow: Addison-Wesley.
- 53- Vial,Joaquin.(1989), “ Copper consumption in USA”. Butterworth-Heinemann Ltd. Vol (3).
- 54- Vishal Chandr Jaunky (2013), “A cointegration and causality analysis of copper consumption and economic growth in rich countries”.
- 55- Www.brookhunt.com/Metals and Energy, October 2010.
- 56- Www.icsg.org/ Copper balance graphs, May 2012.
- 57- Wwww.indexmundi.com/ Metals production in the world, December 2010.
- 58- Wwww.tradingeconomics.com/ COMEX, Copper price trend, july 2012.

پیوست‌ها و ضمایم

پیوست ۱: داده‌های مورد استفاده در تحقیق

شدت صنعتی	مصرف مس (هزار تن)	قیمت نفت (دلار)	قیمت آلومینیوم (دلار بر تن)	قیمت مس (دلار بر تن)	سال
-	46	17.34	1302.188333	2338.7825	1991
-	41	17.77	1254.283333	2281.1575	1992
0.38238626	28	15.06	1139.049167	1913.076667	1993
0.389202355	48	14.84	1476.7825	2307.4175	1994
0.346559375	38	16.17	1805.6575	2935.605833	1995
0.369826912	51.4	19.03	1505.660833	2294.856667	1996
0.338978155	59.3	18.24	1599.33	2276.766667	1997
0.275215905	65.3	11.97	1357.469167	1654.058333	1998
0.330984568	77.4	17.25	1361.09	1572.860833	1999
0.364892421	83.1	26.75	1549.140833	1813.469167	2000
0.350158412	95	22.9	1443.634167	1578.288333	2001
0.409663721	100	23.52	1349.915	1559.4775	2002
0.404252414	110.1	26.89	1431.29375	1779.144833	2003
0.42091005	110	34.6	1715.541	2865.884917	2004
0.438421938	120	50.66	1898.308083	3678.876417	2005
0.435219939	124	61.07	2569.89875	6722.1345	2006
0.439427307	130	69.3	2638.179167	7118.226	2007
-	134.8	94.66	2572.789167	6955.879833	2008
-	135	61.25	1664.8295	5149.738583	2009
-	133.3	78.18	2173.117	7534.779583	2010
-	136	83.25	2401.386667	8828.1875	2011

پیوست ۲: آزمون ایستایی متغیرها (آزمون دیکی فولر)

الف) قیمت آلومینیوم

Null Hypothesis: D(LALP) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.494395	0.0466
Test critical values: 1% level	-4.073859	
5% level	-3.465548	
10% level	-3.159372	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LALP,2)
 Method: Least Squares
 Date: 06/01/14 Time: 14:20
 Sample (adjusted): 1991Q3 2011Q4
 Included observations: 82 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LALP(-1))	-0.475985	0.136214	-3.494395	0.0008
D(LALP(-1),2)	0.084995	0.112464	0.755753	0.4522
D(LALP(-2),2)	0.214687	0.110369	1.945173	0.0555
D(LALP(-3),2)	0.247024	0.109581	2.254266	0.0271
D(LALP(-4),2)	-0.385370	0.104735	-3.679478	0.0004
C	0.001619	0.010770	0.150318	0.8809
@TREND("1990Q1")	4.54E-05	0.000209	0.217907	0.8281
R-squared	0.513092	Mean dependent var		0.000621
Adjusted R-squared	0.474139	S.D. dependent var		0.060632
S.E. of regression	0.043968	Akaike info criterion		-3.329199
Sum squared resid	0.144990	Schwarz criterion		-3.123748
Log likelihood	143.4972	Hannan-Quinn criter.		-3.246714
F-statistic	13.17219	Durbin-Watson stat		2.000029
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(LCUP) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.611118	0.0095
Test critical values:		
1% level	-2.593468	
5% level	-1.944811	
10% level	-1.614175	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LCUP,2)
 Method: Least Squares
 Date: 06/01/14 Time: 14:24
 Sample (adjusted): 1991Q3 2011Q4
 Included observations: 82 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LCUP(-1))	-0.284545	0.108974	-2.611118	0.0108
D(LCUP(-1),2)	-0.003441	0.103283	-0.033313	0.9735
D(LCUP(-2),2)	0.135654	0.102682	1.321106	0.1904
D(LCUP(-3),2)	0.176609	0.102562	1.721974	0.0891
D(LCUP(-4),2)	-0.489878	0.099269	-4.934882	0.0000
R-squared	0.510422	Mean dependent var		0.000488
Adjusted R-squared	0.484989	S.D. dependent var		0.074036
S.E. of regression	0.053132	Akaike info criterion		-2.973047
Sum squared resid	0.217370	Schwarz criterion		-2.826296
Log likelihood	126.8949	Hannan-Quinn criter.		-2.914129
Durbin-Watson stat	2.057750			

Null Hypothesis: D(LCUC) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.60239	0.0001
Test critical values:		
1% level	-4.085092	
5% level	-3.470851	
10% level	-3.162458	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LCUC,2)
 Method: Least Squares
 Date: 06/01/14 Time: 14:25
 Sample (adjusted): 1993Q2 2011Q4
 Included observations: 75 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LCUC(-1))	-0.909037	0.078349	-11.60239	0.0000
D(LCUC(-1),2)	0.341617	0.076781	4.449214	0.0000
D(LCUC(-2),2)	0.399595	0.074607	5.356034	0.0000
D(LCUC(-3),2)	0.395933	0.072915	5.430059	0.0000
D(LCUC(-4),2)	-0.645552	0.062476	-10.33274	0.0000
D(LCUC(-5),2)	-0.066872	0.069756	-0.958658	0.3415
D(LCUC(-6),2)	-0.037966	0.067796	-0.559997	0.5775
D(LCUC(-7),2)	-0.074545	0.065244	-1.142551	0.2577
D(LCUC(-8),2)	-0.366955	0.035103	-10.45363	0.0000
D(LCUC(-9),2)	-0.076048	0.039771	-1.912166	0.0606
D(LCUC(-10),2)	-0.088894	0.038895	-2.285473	0.0258
D(LCUC(-11),2)	-0.121307	0.037134	-3.266729	0.0018
C	0.048193	0.003613	13.33738	0.0000
@TREND("1990Q1")	-0.000591	6.11E-05	-9.681294	0.0000
R-squared	0.982316	Mean dependent var		0.004131
Adjusted R-squared	0.978547	S.D. dependent var		0.076324
S.E. of regression	0.011179	Akaike info criterion		-5.982842
Sum squared resid	0.007623	Schwarz criterion		-5.550244
Log likelihood	238.3566	Hannan-Quinn criter.		-5.810111
F-statistic	260.6504	Durbin-Watson stat		2.102981
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(LINDD,2) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 7 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.241257	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.152511	
5% level	-3.502373	
10% level	-3.180699	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LINDD,3)
 Method: Least Squares
 Date: 06/02/14 Time: 01:17
 Sample (adjusted): 1995Q3 2007Q4
 Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LINDD(-1),2)	-2.775627	0.336797	-8.241257	0.0000
D(LINDD(-1),3)	1.709798	0.307107	5.567425	0.0000
D(LINDD(-2),3)	1.713302	0.268623	6.378084	0.0000
D(LINDD(-3),3)	1.737754	0.225863	7.693832	0.0000
D(LINDD(-4),3)	0.758222	0.186552	4.064408	0.0002
D(LINDD(-5),3)	0.732627	0.160413	4.567124	0.0000
D(LINDD(-6),3)	0.743587	0.125554	5.922432	0.0000
D(LINDD(-7),3)	0.766071	0.078527	9.755493	0.0000
C	0.000158	0.000624	0.253964	0.8008
@TREND("1990Q1")	-2.91E-06	1.28E-05	-0.227832	0.8209
R-squared	0.936058	Mean dependent var		-9.92E-05
Adjusted R-squared	0.921671	S.D. dependent var		0.004624
S.E. of regression	0.001294	Akaike info criterion		-10.28491
Sum squared resid	6.70E-05	Schwarz criterion		-9.902507
Log likelihood	267.1228	Hannan-Quinn criter.		-10.13929
F-statistic	65.06299	Durbin-Watson stat		2.241944
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(LOILP) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 8 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.352302	0.0189
Test critical values:		
1% level	-2.594946	
5% level	-1.945024	
10% level	-1.614050	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOILP,2)
 Method: Least Squares
 Date: 06/02/14 Time: 01:18
 Sample (adjusted): 1992Q3 2011Q4
 Included observations: 78 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOILP(-1))	-0.392002	0.166646	-2.352302	0.0215
D(LOILP(-1),2)	0.098620	0.153590	0.642097	0.5229
D(LOILP(-2),2)	0.262068	0.151269	1.732466	0.0877
D(LOILP(-3),2)	0.311326	0.152418	2.042582	0.0449
D(LOILP(-4),2)	-0.598285	0.152180	-3.931420	0.0002
D(LOILP(-5),2)	0.052112	0.113755	0.458104	0.6483
D(LOILP(-6),2)	0.130833	0.113492	1.152794	0.2530
D(LOILP(-7),2)	0.150651	0.116191	1.296578	0.1991
D(LOILP(-8),2)	-0.447846	0.116019	-3.860122	0.0003
R-squared	0.580798	Mean dependent var		-8.46E-05
Adjusted R-squared	0.532195	S.D. dependent var		0.081014
S.E. of regression	0.055411	Akaike info criterion		-2.839926
Sum squared resid	0.211853	Schwarz criterion		-2.567998
Log likelihood	119.7571	Hannan-Quinn criter.		-2.731068
Durbin-Watson stat	2.029646			

پیوست ۳: تعیین وقفه بهینه با استفاده از معیار شوارتز

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: LCUC LCUP LINDD LOILP LALP
 Exogenous variables: C
 Date: 06/01/14 Time: 14:03
 Sample: 1990Q1 2011Q4
 Included observations: 56

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	308.1531	NA	1.37e-11	-10.82690	-10.64606	-10.75679
1	699.4420	698.7301	2.86e-17	-23.90864	-22.82363	-23.48799
2	760.2149	97.67067*	8.14e-18*	-25.18625*	-23.19706*	-24.41504*
3	778.1304	25.59363	1.11e-17	-24.93323	-22.03987	-23.81148
4	792.3668	17.79546	1.82e-17	-24.54881	-20.75128	-23.07652

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

پیوست ۴: آزمون یوهانسون و تعیین بردارهای انباشتگی

Date: 06/01/14 Time: 14:05
 Sample (adjusted): 1990Q4 2007Q4
 Included observations: 58 after adjustments
 Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)
 Series: LCUC LCUP LINDD LOILP LALP
 Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.518089	96.10118	76.97277	0.0009
At most 1	0.401280	53.76137	54.07904	0.0534
At most 2	0.189395	24.00959	35.19275	0.4621
At most 3	0.138670	11.83106	20.26184	0.4640
At most 4	0.053237	3.172970	9.164546	0.5489

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.518089	42.33980	34.80587	0.0053
At most 1 *	0.401280	29.75179	28.58808	0.0354
At most 2	0.189395	12.17853	22.29962	0.6373
At most 3	0.138670	8.658087	15.89210	0.4713
At most 4	0.053237	3.172970	9.164546	0.5489

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=l):

LCUC	LCUP	LINDD	LOILP	LALP	C
-1.394978	5.669722	-24.77629	4.334843	-20.40205	99.56244
5.412313	5.668065	148.5992	-8.312898	-4.713348	-11.71041
3.197412	8.713522	-161.0467	-0.784802	-16.83240	63.95074
-1.183189	-1.780806	40.08762	-2.023891	8.838251	-44.16547
-0.914380	3.486984	22.54075	-1.477684	-3.693432	4.796555

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LCUC)	0.028895	-0.012236	0.003001	0.017767	-0.001490
D(LCUP)	0.025699	0.014314	0.003844	-0.015034	-0.003310
D(LINDD)	-9.36E-05	-0.000295	0.000753	0.000145	-0.000359
D(LOILP)	0.002511	0.018996	0.018710	0.003434	-0.004926
D(LALP)	0.019076	0.010748	0.003680	-0.007761	0.000702

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 747.8623

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
LCUC	LCUP	LINDD	LOILP	LALP	C
1.000000	-4.064379	17.76105	-3.107462	14.62535	-71.37203
	(1.01787)	(22.6648)	(0.67839)	(2.74476)	(12.7811)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)	
D(LCUC)	-0.040308 (0.01206)
D(LCUP)	-0.035849 (0.01122)
D(LINDD)	0.000131 (0.00049)
D(LOILP)	-0.003503 (0.01168)
D(LALP)	-0.026611 (0.00687)

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 762.7382

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
LCUC	LCUP	LINDD	LOILP	LALP	C
1.000000	0.000000	25.46954	-1.857895	2.303953	-16.34283
		(6.65913)	(0.20155)	(0.33611)	(2.21255)
0.000000	1.000000	1.896597	0.307444	-3.031557	13.53938
		(4.14430)	(0.12543)	(0.20918)	(1.37698)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)	
D(LCUC)	-0.106533 (0.04730)
D(LCUP)	0.041621 (0.04340)
D(LINDD)	-0.001467 (0.00195)
	0.094471 (0.06784)
	0.226835 (0.06225)
	-0.002204 (0.00280)

D(LOILP)	0.099309 (0.04416)	0.121907 (0.06334)
D(LALP)	0.031559 (0.02611)	0.169076 (0.03746)

3 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 768.8275

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
LCUC	LCUP	LINDD	LOILP	LALP	C
1.000000	0.000000	0.000000	-1.614346 (0.19624)	2.521907 (0.43093)	-16.51691 (2.72591)
0.000000	1.000000	0.000000	0.325580 (0.08704)	-3.015327 (0.19112)	13.52642 (1.20898)
0.000000	0.000000	1.000000	-0.009562 (0.00591)	-0.008557 (0.01298)	0.006835 (0.08213)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)			
D(LCUC)	-0.096937 (0.05442)	0.120623 (0.10006)	-3.017527 (1.86362)
D(LCUP)	0.053911 (0.04987)	0.260327 (0.09170)	0.871266 (1.70787)
D(LINDD)	0.000940 (0.00213)	0.004358 (0.00392)	-0.162834 (0.07297)
D(LOILP)	0.159132 (0.04774)	0.284935 (0.08778)	-0.252570 (1.63493)
D(LALP)	0.043324 (0.02989)	0.201137 (0.05496)	0.531895 (1.02352)

4 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 773.1565

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
LCUC	LCUP	LINDD	LOILP	LALP	C
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-1.170734 (1.20355)	5.161442 (8.85734)
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	-2.270600 (0.27216)	9.154357 (2.00293)
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	-0.030430 (0.01198)	0.135243 (0.08818)
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	-2.287391 (0.75903)	13.42856 (5.58601)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(LCUC)	-0.117958 (0.05266)	0.088984 (0.09631)	-2.305305 (1.80289)	0.188659 (0.07741)
D(LCUP)	0.071699 (0.04863)	0.287100 (0.08894)	0.268584 (1.66482)	0.019822 (0.07148)
D(LINDD)	0.000768 (0.00216)	0.004099 (0.00395)	-0.157003 (0.07401)	0.001163 (0.00318)
D(LOILP)	0.155068 (0.04843)	0.278819 (0.08857)	-0.114907 (1.65792)	-0.168659 (0.07118)
D(LALP)	0.052508 (0.02947)	0.214959 (0.05389)	0.220755 (1.00887)	0.006168 (0.04332)

پیوست ۵: تعیین مدل تصحیح خطای برداری

Vector Error Correction Estimates

Date: 06/01/14 Time: 14:17

Sample (adjusted): 1990Q4 2007Q4

Included observations: 58 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

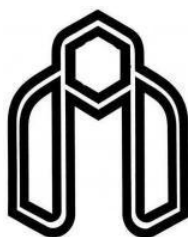
Cointegrating Eq:	CointEq1				
LCUC(-1)	1.000000				
LCUP(-1)	-4.064379 (1.01787) [-3.99304]				
LINDD(-1)	17.76105 (22.6648) [0.78364]				
LOILP(-1)	-3.107462 (0.67839) [-4.58065]				
LALP(-1)	14.62535 (2.74476) [5.32847]				
C	-71.37203 (12.7811) [-5.58419]				
Error Correction:	D(LCUC)	D(LCUP)	D(LINDD)	D(LOILP)	D(LALP)
CointEq1	-0.040308 (0.01206) [-3.34111]	-0.035849 (0.01122) [-3.19609]	0.000131 (0.00049) [0.26651]	-0.003503 (0.01168) [-0.29994]	-0.026611 (0.00687) [-3.87080]
D(LCUC(-1))	0.179077 (0.17921) [0.99926]	-0.037341 (0.16662) [-0.22411]	-0.000146 (0.00728) [-0.02005]	0.050181 (0.17348) [0.28926]	-0.055932 (0.10212) [-0.54769]
D(LCUC(-2))	-0.049408 (0.16485) [-0.29971]	0.068176 (0.15327) [0.44481]	-0.001664 (0.00670) [-0.24846]	0.008930 (0.15958) [0.05596]	0.034135 (0.09394) [0.36337]
D(LCUP(-1))	-0.310284 (0.57399) [-0.54058]	0.649813 (0.53366) [1.21766]	0.002025 (0.02331) [0.08687]	0.234049 (0.55565) [0.42122]	0.029858 (0.32709) [0.09129]
D(LCUP(-2))	-0.098461 (0.52768) [-0.18659]	0.131146 (0.49060) [0.26732]	0.005078 (0.02143) [0.23689]	0.010658 (0.51082) [0.02086]	-0.044802 (0.30070) [-0.14899]
D(LINDD(-1))	0.760632 (8.05245) [0.09446]	-4.778418 (7.48664) [-0.63826]	0.448298 (0.32708) [1.37060]	-3.791752 (7.79514) [-0.48643]	-1.799547 (4.58868) [-0.39217]

D(LINDD(-2))	-2.987357 (7.99346) [-0.37373]	-1.926055 (7.43180) [-0.25916]	0.099408 (0.32469) [0.30617]	1.473211 (7.73804) [0.19039]	-0.620812 (4.55506) [-0.13629]
D(LOILP(-1))	0.002565 (0.29783) [0.00861]	0.214552 (0.27690) [0.77482]	0.001836 (0.01210) [0.15177]	0.699935 (0.28832) [2.42768]	0.084708 (0.16972) [0.49911]
D(LOILP(-2))	0.057568 (0.30357) [0.18963]	-0.001828 (0.28224) [-0.00648]	-0.001703 (0.01233) [-0.13809]	0.002484 (0.29387) [0.00845]	-0.019306 (0.17299) [-0.11160]
D(LALP(-1))	0.324987 (0.96409) [0.33709]	-0.492062 (0.89635) [-0.54896]	-0.004185 (0.03916) [-0.10687]	-0.409635 (0.93328) [-0.43892]	0.298883 (0.54938) [0.54403]
D(LALP(-2))	0.140381 (0.88426) [0.15876]	0.046267 (0.82212) [0.05628]	-0.012149 (0.03592) [-0.33825]	0.016049 (0.85600) [0.01875]	0.244786 (0.50389) [0.48579]
R-squared	0.239737	0.515447	0.290845	0.365220	0.517443
Adj. R-squared	0.077979	0.412350	0.139962	0.230161	0.414772
Sum sq. resids	0.203886	0.176240	0.000336	0.191064	0.066207
S.E. equation	0.065863	0.061236	0.002675	0.063759	0.037532
F-statistic	1.482070	4.999653	1.927611	2.704142	5.039790
Log likelihood	81.57008	85.79570	267.3742	83.45366	114.1884
Akaike AIC	-2.433451	-2.579162	-8.840490	-2.498402	-3.558219
Schwarz SC	-2.042677	-2.188388	-8.449717	-2.107628	-3.167446
Mean dependent	0.027482	0.022440	0.000318	0.027966	0.013545
S.D. dependent	0.068592	0.079881	0.002885	0.072668	0.049062
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.24E-17			
Determinant resid covariance		4.34E-18			
Log likelihood		747.8623			
Akaike information criterion		-23.68491			
Schwarz criterion		-21.51789			

Abstract

The main purpose of this study is to estimate the function of copper consumption using the Johansen approach in time series data, between 1991-2011 in Iran. The literature review of specialized consumption and demand functions, suggests the factors influencing the consumption of copper, including copper price variables, aluminum price as a substitute commodity, oil price as a supplement commodity, and industrialization intensity. For this purpose, raw data from World Bank and International Copper Study Group, have been used to extract the initial data needed for the current study, and then research variables calculated in a seasonal manner and applied. In the next stage, using Vector Autoregressive, Johansen cointegration test, and vector error correction model, the existence of long-run cointegrated equilibrium relationship is surveyed by vector error correction model. Model estimation results show that the relationship between industrialization intensity variables and price of substitute product (Aluminum) with copper consumption ratio was direct and significant, also the relationship between copper prices and complementary commodity price (Oil), during the review period in Iran, was negative and significant. Among the most important practical results of this study should be noted that aluminum and copper prices can impact the copper consumption, and being aware of this can influence making copper sales contracts domestically and abroad which have to be considered by copper manufacturers in Iran.

Keywords: Consumption, Price, Copper, Aluminum, Oil, Industrialization Intensity, Time Series, Johansen Model, Iran.



Shahrood University of Technology

Faculty of Industrial Engineering and Management

**Estimation the function of copper consumption between 1991-
2011 in Iran**

Mohammad Javad Babaei

Supervisor:

Dr. Mohammad Ali Molaei

Advisor:

Dr. Ali Dehghani

September 2014