فصلنامه علمی ـ پژوهشی

اقتصاد مقداری

(بررسی‌های اقتصادی سابق)

دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز

دوره هجدهم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۰

(شماره مسلسل ٦٩)

بر اساس تأییدیه شماره ۳/۲۶۰۲ مورخ ۱۳۸۷/۴/۵ کمیسیون بررسی نشریات علمی کشور، این نشریه دارای درجه‌ی **علمی ـ پژوهشی** است.

این نشریه هم اکنون در سایت‌های پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC) به آدرس (www.isc.gov.ir)، پایگاه نظام نمایه سازي مرکز منطقه‌اي اطلاع رساني علوم و فناوري (ایران ژورنال) به آدرس (www.ricest.ac.ir) پایگاه اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی(SID) به آدرس (www.sid.ir)، بانک اطلاعات نشریات کشور به آدرس (www.magiran.com)، پایگاه تخصصی نور به آدرس (www.noormags.ir) و همچنین مقالات این نشریه در سایت علمی google scholar به آدرس (https://scholar.google.com/) نمایه شده است. چاپ مقاله‌هاي این نشریه به معني تأیید مواضع نویسندگان نیست.

فصلنامه علمی ـ پژوهشی

اقتصاد مقداری

(بررسی‌های اقتصادی سابق)

دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز

دوره هجدهم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۰

صاحب امتیاز: دانشگاه شهید چمران اهواز

مدیر مسئول: دکتر حسن فرازمند

سردبیر: دکتر سید عزیز آرمن

دبیر اجرائی: دکتر سید مرتضی افقه

مدیر داخلی: دکتر سید امین منصوری

هیات تحریریه:

دکتر سید عزیز آرمن	استاد دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر عبد المجید آهنگری	دانشیار دانشگاه شهید چمران اهواز
	دانشیار دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر سید مرتضی افقه	استاد دانشگاه علامه طباطبایی تهران
دکتر سهیلا پروین	استاد دانشگاه مازندران
دکتر احمد جعفری صمیمی	استاد دانشگاه شهید چمران اهواز
	استاد دانشگاه اصفهان
دکتر رحیم چینی پرداز	استاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر مرتضی سامتی	استاد اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر مصطفی سلیمی فر	استاد دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر محسن رنانی	دانشیار اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر منصور زراء نژاد	استاد دانشگاه اصفهان
دکتر مجید صامتی	دانشیار دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر مصطفی عمادزاده	
دکتر حسن فرازمند	
دکتر حمید کردبچه	دانشیار اقتصاد دانشگاه الزهرا
دکتر غلامرضا نخعی زاده	استاد دانشگاه کارلزروحیه آلمان
دکتر محمدقلی یوسفی	استاد دانشگاه علامه طباطبایی تهران
دکتر جواد صالحی اصفهانی	استاد دانشکده اقتصاد انستیتوی پلی تکنیک ویرجینیا و دانشگاه ایالتی: بلکسبورگ، VA، ایالات متحده
دکتر محسن افشاریان	پسادکتری دانشگاه فنی مؤسسه کنترل و حسابداری برونشوویگ آلمان

ویراستار انگلیسی: دکتر امیر مشهدی

تایپ و صفحه آرایی: آزاده بدوی

ناشر: دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز

چاپ: موسسه چاپ و انتشارات دانشگاه شهید چمران اهواز

شمارگان: ۳۰۰ نسخه **قیمت:** ۱۰۰۰۰ ریال

پروانه انتشار: شماره۱۲٤/۷۲۰ مورخ ۱۳۸۳/۱/۲۹ به زبان فارسی- انگلیسی

نشانی: اهواز- دانشگاه شهید چمران اهواز- دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی- دفتر فصلنامه علمی- پژوهشی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)؛ کد پستی: ٦١٣٥٧٤٣٣٣٧؛ صندوق پستی: ٦١٣٥٥/١٥٦؛ تلفکس: ۳۳۳۵۶۶۴-۰۶۱۳

پست الکترونیکی: jqe@scu.ac.ir؛ آدرس سامانه: jqe.scu.ac.ir

همکاران علمی:

دکتر سید عزیز آرمن	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر عبدالمجید آهنگری	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر محسن ابراهیمی	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه بوعلی سینا همدان
دکتر اسمعیل ابونوری	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر ابراهیم انواری	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر علی امامی میبدی	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر حبیب انصاری سامانی	دانشکده علوم انسانی دانشگاه یزد
دکتر محمد طاهر احمدی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر حمید رضا ارباب	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر علی ارشدی	پژوهشکده پولی بانک مرکزی
دکتر مرتضی افقه	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر رضا اکبریان	دانشکده اقتصاد دانشگاه شیراز
دکتر حسین اکبری فرد	دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان
دکتر حسین اصغر پور	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر ابراهیم انواری	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر علی اصغر بانویی	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر حمید رضا برادران شرکاء	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر شهزاد برومند	پژوهشکده ی امور اقتصادی
دکتر فاطمه بزازان	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد دانشگاه الزهراء
دکتر داوود بهبودی	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر مجتبی بهمنی	دانشگاه شهید باهنر کرمان
دکتر محمد باقر بهشتی	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر سهیلا پروین	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر جمشید پژویان	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر مهدی پدرام	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد دانشگاه الزهراء
دکتر عادل پیغامی	دانشگاه امام صادق (ع)
دکتر محسن پور عبادالهان	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر علیرضا پور فرج	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر محمد حسین پور کاظمی	دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی
دکتر حسین پناهی	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر مصیب پهلوانی	دانشکده اقتصاد و علوم اداری دانشگاه سیستان و بلوچستان
دکتر فتح الله تاری	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر مهدی تقوی	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر وحید تقی نژاد عمران	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر احمد جعفری صمیمی	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر سید احمدرضا جلالی نائینی	موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی
دکتر اسفندیار جهانگرد	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر رحیم چینی پرداز	دانشکده علوم ریاضی و آمار دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر محمود حائریان	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد دانشگاه الزهراء
دکتر علی حسن زاده	پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی
دکتر محمدحسین حسین‌زاده بحرینی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر سید ابراهیم حسینی نسب	دانشکده علوم انسانی دانشگاه تربیت مدرس
دکتر جعفر حقیقت	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر حسن حیدری	دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه
دکتر مهدی خداپرست	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر مسعود خداپناه	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر فرهاد خداداد کاشی	دانشگاه پیام نور
دکتر ناصر خیابانی	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر سعید راسخی	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر رضا رنچپور	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر روح الله زارع	دانشگاه آزاد اسلامی
دکتر هاشم زارع	دانشگاه آزاد اسلامی
دکتر عبداله شایان زینیوند	دانشگاه ایلام

دکتر مرتضی سامتی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر مصطفی سلیمی فر	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر بهزاد سلمانی	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر سید محمد رضا سید نورانی	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر ابوالفضل شاه آبادی	دانشکده اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان
دکتر اصغر شاهمرادی	دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
دکتر نورالدین شریفی	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر فرشید پورشهابی	دانشگاه بجنورد
دکتر کیومرث شهبازی	دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه
دکتر محمدنبی شهیکی تاش	دانشکده اقتصاد دانشگاه زاهدان
دکتر شمس الله شیرین بخش	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد دانشگاه الزهراء
دکتر سعید صمدی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر احمد صلاح‌منش	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر سید کمیل طیبی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر لطفعلی عاقلی کهنه شهری	پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس
دکتر سعید عابدین درکوش	دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی
دکتر جعفر عبادی	دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
دکتر عزت الله عباسیان	دانشکده اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان
دکتر حسین عباسی نژاد	دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
دکتر قهرمان عبدلی	دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
دکتر مرتضی عزتی	پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس
دکتر حشمت الله عسگری	دانشکده علوم انسانی دانشگاه ایلام
دکتر محمد مهدی عسگری	دانشگاه امام صادق (ع)
دکتر عباس عصاری آرانی	دانشکده علوم انسانی دانشگاه تربیت مدرس
دکتر مصطفی عمادزاده	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر حسن فرازمند	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر فخرالدین فخرحسینی	دانشگاه آزاد اسلامی
دکتر محمد حسن فطرس	دانشکده اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان
دکتر علی اکبر قلی زاده	دانشکده اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان
دکتر علی قنبری	دانشکده علوم انسانی دانشگاه تربیت مدرس
دکتر زهرا کریمی	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر حمید کرد بچه	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه بوعلی سینا همدان
دکتر محمد تقی گیلك حکیم آبادی	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر محمد رضا لطفعلی پور	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر یوسف محنت فر	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر حسین مرزبان	دانشکده اقتصاد دانشگاه شیراز
دکتر سعید مشیری	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر سید مهدی مصطفوی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر سید نظام الدین مکیان	دانشکده علوم انسانی دانشگاه یزد
دکتر امیر حسین منتظر حجت	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکترسید امین منصوری	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر محسن مهرآرا	دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
دکتر نادر مهرگان	دانشکده اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان
دکتر علی اکبر ناجی میدانی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر رضا نجارزاده	دانشکده علوم انسانی دانشگاه تربیت مدرس
دکتر زهرا نصراللهی	دانشکده علوم انسانی دانشگاه یزد
دکتر خدیجه نصراللهی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر محمد نوفرستی	دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی
دکتر محمد واعظ	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر ابراهیم هادیان	دانشکده اقتصاد دانشگاه شیراز
دکتر کامبیز هژبر کیانی	دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی
دکتر محمد قلی یوسفی	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی

راهنمای تدوین و شرایط پذیرش و ارسال مقالات

شرایط ارسال مقاله در فصلنامه اقتصاد مقداری:

۱- موضوع مقاله در ارتباط با پژوهش‌های مقداری یا اقتصاد کاربردی باشد.

۲- مقاله حاصل مطالعات، تجربه ها و تحقیقات نویسنده (یا نویسندگان) و به لحاظ محتوا، مقاله علمی پژوهشی باشد. مسوولیت صحت و سقم مطالب مقاله به عهده ی نویسنده است.

۳- مقاله قبلا برای هیچ یک از نشریات (داخلی یا خارجی) ارسال یا در هیچ یک از نشریات (یا مجموعه مقالات همایش‌ها) چاپ نشده باشد.

۴- مقاله اصلی شامل عنوان، نویسندگان، چکیده، واژه های کلیدی، طبقه بندی JEL، مقدمه، بدنه ی اصلی، پیوست‌ها و فهرست منابع باشد.

تبصره: فایل اصلی مقاله "بدون نام نویسندگان" باشد.

تبصره۲: اعضای هئیت علمی می بایست از ایمیل سازمانی به منظور ارسال مقاله استفاده نمایند.

تبصره۳: به منظور رفاه نویسندگان، رعایت رسم الخط مجله اقتصاد مقداری در مرحله ی اول ارسال برای مجله اجباری نیست، با این وجود می بایست بخش های کلیدی یک مقاله ی پژوهشی را دارا باشد.

- نویسندگان محترم توجه کنند که همانگونه که فایل مشخصات نویسندگان را ارسال می کنند، در سامانه مجله نیز ترتیب نویسندگان مقاله، نویسنده ی مسئول و مشخصات آن ها همانند فرمت فایل ارسال شده باشد. تبعات عدم تطابق و رعایت این مسئله، به عهده ی نویسنده (گان) است.
- درجه ی علمی نویسنده و رشته، گروه....، دانشکده .....، دانشگاه.....، شهر، کشور. به عنوان مثال:
- استادیار اقتصاد، دانشکده ی اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران
- در صورتی که نویسندگان مقاله بعد از ارسال آن، درخواست تغییر در مشخصات نویسندگان را مقاله داشته باشند، لازم است بصورت مکتوب که در آن تمامی نویسندگان به همراه افیلیشن آن ها طبق فرمت استاندارد مجله تنظیم شده و توسط تمام نویسندگان جدید و قدیم امضاء شده باشد، از طریق ایمیل به مجله ارسال نمایند.
- چارچوب مقاله به صورت استاندارد فصلنامه طبق فایل نمونه فایل راهنمای نویسندگان باشد.

۵- به غیر از چکیده ی فارسی کوتاه که در فرمت اصلی مقاله ارسال می شود، چکیده گسترده (Extended Abstract) به صورت فارسی و انگلیسی حداقل ٤٥٠ کلمه ارسال شود.

۶- برای متون (چکیده یا مقاله) انگلیسی گواهی معتبر ترجمه (Native) به همراه مقاله ارسال شود (بخش فایل‌های تکمیلی/اضافی).

۷- **هزینه ارسال مقاله :**۱۰۰ هزار ریال است که بعد از تایید مقاله و قبل از ارسال به داوری اخذ می‌شود و **هزینه چاپ مقاله** ۲۵۰ هزار ریال که بعد از پذیرش مقاله برای چاپ اخذ می‌شود.

۸- با توجه به سیاست جدید مجله مبنی بر ارزیابی درجه ی مشابهت، در صورتی که مقالات ارسالی زیر ۱۵ درصد مشابهت داشته باشند، برای داوری ارسال خواهد شد و در صورتی که مقالات بالای ۳۰ درصد مشابهت داشته باشد، رد خواهد شد.

۹- مقاله دریافت شده ابتدا توسط هیات تحریریه مورد بررسی قرار می گیرد و در صورتی که مناسب تشخیص داده شود، توسط حداقل دو نفر از صاحب نظران به صورت محرمانه داوری خواهد شد.

۱۰- مقاله همراه با تعهد نامه نویسنده مسئول، در زمان ارسال فایل مقاله به عنوان فایل تکمیلی (فرم های شماره ۱ و ۲ و ۳) ارسال گردد. پس از دریافت فایل الکترونیکی مقاله، کد رهگیری برای اطلاع از فرآیند بررسی، داوری و سایر پیگیری ها به نویسنده مسئول اختصاص و به آدرس الکترونیکی وی ارسال می شود.

۱۱- مقاله دریافت شده ابتدا توسط هیات تحریریه مورد بررسی قرار می گیرد و در صورتی که مناسب تشخیص داده شود، توسط حداقل دو نفر از صاحب نظران به صورت محرمانه داوری خواهد شد.

فهرست

منافع اقتصادی رودخانه کارون: آیا جامعه برای حفاظت از این رودخانه حاضر به پرداخت است؟.....۱
امیرحسین منتظرحجت، بهزاد منصوری، سید مرتضی افقه و زهرا کیانی ده‌کیانی
تعامل جریان‌های بین‌المللی سرمایه و رشد اقتصادی در کشورهای D8.....۱۳
مهدی یزدانی و آرمن مارکاری
بررسی تاثیر انتظارات تورمی بر مصرف در ایران: انتظارات تطبیقی در برابر عقلایی (رهیافت کالمن فیلتر)..... ۲۷
محمدرضا منجذب و مهرنوش علیمردانی
تأثیر اقتصاد دانش‌بنیان بر صادرات غیرنفتی ایران.....۵۵
سیده سمانه راعی، نظر دهمرده قلعه نو
بررسی همبستگي زماني- تناوبي بين قيمت نفت، طلا و سهام بازار بورس تهران، با استفاده از تحليل چندگانه موجک (MWC)..... ۷۰
اعظم محمدزاده، محمدنبی شهیکی تاش و کیانا زینتی
برآورد میزان ناکارایی تخصیص منابع در بخش صنعت ایران.....۸٤
کاظم یاوری، مرضیه خدابخش، رضا نجارزاده

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)

صفحه ی اصلی وب سایت مجله: www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

منافع اقتصادی رودخانه کارون: آیا جامعه برای حفاظت از این رودخانه حاضر به پرداخت است؟

امیرحسین منتظرحجت*، بهزاد منصوری**، سید مرتضی افقه*** و زهرا کیانی ده‌کیانی****

*دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، ایران (نویسنده مسئول).
**دانشیار آمار، گروه آمار، دانشکده علوم ریاضی و کامپیوتر، دانشگاه شهید چمران اهواز، ایران.
***دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، ایران.
****دانش‌آموخته اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۷ شهریور۱۳۹۵
تاریخ بازنگری: ۸ اسفند ۱۳۹۵
تاریخ پذیرش: ۱۳ فروردین ۱۳۹۶
انتشار آنلاین از تاریخ ۲۲ مرداد ۱۴۰۰

طبقه‌بندی JEL: Q5,C22

واژگان کلیدی:
تمایل به پرداخت نهایی، ارزش سرمایه‌ای، مدل لاجیت با پارامترهای تصادفی

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: a.mhojat@scu.ac.ir
0000-0002-2300-8190
آدرس پستی: اهواز، بلوار گلستان، دانشگاه شهید چمران اهواز، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، گروه اقتصاد، کد پستی: ۶۱۳۵۷-۹۳۱۱۳

چکیده

هدف این پژوهش برآورد ارزش منافع غیرمستقیم رودخانه کارون برای ساکنان شهرستان اهواز است. جهت استخراج ارزش ویژگی‌های رودخانه از روش مدل‌سازی انتخاب و مدل لاجیت با پارامترهای تصادفی در دو شکل ساده و مرکب استفاده شد. در این مطالعه، ویژگی‌هاي چشم‌انداز شادي‌بخش طبيعي، حفظ تنوع زيستي، کارکرد اکولوژيکي و کارکرد آموزشی رودخانه کارون انتخاب شدند. با توجه به این‌که هدف این مطالعه محاسبه تغییرات رفاه افراد است، یک گزینه پولي نیز به عنوان آخرین سوال از افراد پرسیده شد. داده‌های مورد نیاز از طریق تکمیل پرسشنامه از خانوارهای شهرستان اهواز در سال ۱۳۹۴ گردآوری گردید. به منظور محاسبه منافع اجتماعی سالانه رودخانه کارون، اعداد بدست آمده برای تمایل به پرداخت نهایی تمامی ویژگی‌ها به کل جمعیت برخوردار از این ویژگی‌ها تعمیم داده شد. عدد حاصل قیاسی از منافع اجتماعی سالانه رودخانه کارون بود که از خدمات کیفی و غیربازاری آن حاصل می‌شود. بنابراین، منافع اجتماعی سالانه ناشی از خدمات استفاده‌ای غیرمستقیم رودخانه کارون از حاصل‌ضرب جمعیت شهرستان اهواز (۱۴۵۰۰۰۰ نفر) در مجموع تمایل به پرداخت نهایی تمامی ویژگی‌ها در سطح خوب برابر ۱۲۴۹ میلیارد ریال محاسبه شد. اما منافع اجتماعی سالانه ارزش سرمایه‌ای این رودخانه را نشان نمی‌دهد چرا که این منافع هرساله و به صورت پیوسته برای یک دوره بلندمدت ادامه خواهد داشت. از این‌رو اعداد بدست آمده برای یک دوره بلندمدت تنزیل گردید. در نبود نرخ تنزیل اجتماعی از نرخ بهره واقعی بخش کشاورزی و منابع طبیعی (۲۰ درصد) استفاده شد. ارزش سرمایه‌ای منافع استفاده‌اي غیر مستقیم رودخانه برابر ۱۹۸۲۵ میلیارد ریال به‌دست آمد. البته اعداد بدست آمده تنها از ارزشگذاری منافع استفاده‌ای غیر مستقیم رودخانه بدست آمده است. بدیهی است چنانچه در مطالعات آتی سایر منافع رودخانه اعم از استفاده‌ای (مستقیم و بالقوه) و غیر استفاده‌ای محاسبه و به عدد بدست آمده از این مطالعه اضافه گردند، ارزش سرمایه‌ای رودخانه کارون بیشتر آشکار خواهد شد.

اطلاعات تکمیلی:

مقاله حاضر مستخرج از رساله کارشناسی ارشد خانم زهرا کیانی ده کیانی در رشته اقتصاد است که تحت راهنمایی دکتر امیرحسین منتظرحجت، دکتر بهزاد منصوری و دکتر سید مرتضی افقه در دانشگاه شهید چمران انجام است.

ارجاع به مقاله:

منتظرحجت، امیرحسین، منصوری، بهزاد، افقه، سید مرتضی و کیانی ده‌کیانی، زهرا. (۱۴۰۰). منافع اقتصادی رودخانه کارون: آیا جامعه برای حفاظت از این رودخانه حاضر به پرداخت است؟. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، *۱۸* (۱)، ۱-۱۲.

doi 10.22055/jqe.2017.19103.1463

© 2021 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

اقتصاد و محیطزیست دو مقوله‌ی جدایی ناپذیرند و هر تغییری در یکی از آنها به‌طور مستقیم دیگری را تحت تأثیرمی‌دهد. محیطزیست به عنوان یکی از پایه‌های توسعه پایدار دارای اهمیت بسزایی است و نیاز به توجه ویژه از منظر حفاظتی دارد. اما منابع طبیعی و محیط زیست به دلیل نداشتن مالکیت خصوصی مورد تاخت و تاز بی‌رویه قرار گرفته و بخش‌هایی از آن در معرض نابودی است. برداشت‌های بی‌رویه از منابع طبیعی و تخلیه آلاینده‌ها همگی ناشی از عدم درک ارزش و اهمیت این منابع خدادادی است. در این میان، رودخانه‌ها نیز از گزند این دست‌درازی‌ها در امان نبوده و در معرض تخریب قرار دارد. این مشکل در کشور و در استان خوزستان نیز وجود دارد. ورود پس آب‌های مختلف از جمله پساب‌های شهری، کشاورزی، صنعتی و بیمارستانی تأثیر منفی زیادی بر کیفیت آب رودخانه کارون به عنوان بزرگترین رودخانه جنوب و جنوب غرب کشور داشته است. همچنین، هر ساله مقادیر زیادی از آب این رودخانه صرف مصارف مختلف می‌شود و پروژه‌های متعددی در بستر رودخانه و در مسیر آن اجرا می‌شود که اجرای برخی از این طرح‌ها بدون ارزیابی‌های اقتصادی-زیست‌محیطی صورت می‌گیرند. علاوه بر موارد ذکر شده، با توجه به مطرح بودن انتقال آب از سرچشمه‌های کارون به سه استان اصفهان، یزد و کرمان جهت استفاده‌های شرب، لزوم این ارزیابی‌ها بیشتر احساس می‌شود. البته به دلیل این‌که انتقال آب در دستور کار دولت قرار دارد، بی‌تردید تخصیص آب به شکل ناکارا صورت خواهد گرفت و امکان استفاده از مکانیزم بازار در نبود قیمت رودخانه کارون وجود ندارد. لذا با توجه به این که بخش اعظم فعالیت‌هاي اقتصادي بر پایه تبدیل ثروت‌هاي زیست‌محیطي به درآمدها و ستانده‌هاي جاري است، برآورد ارزش پولي خدمات اکوسیستم‌ها مي‌تواند بسیار سازنده باشد. تعیین ارزش اقتصادی خدمات غیرمستقیم رودخانه کارون به‌عنوان ابزاری کلیدي این امکان را در اختیار برنامه‌ریزان قرار مي‌دهد تا نسبت به سیاست‌گذاري‌هاي منطقی در مورد کاربري‌هاي مختلف رودخانه کارون اقدام نموده و کاربری‌ها را با توجه به درجه اهمیت و نسبت به تبعات زیست‌محیطی آن‌ها انتخاب نمایند. علاوه بر این، باید توجه داشت که پایه و اساس حسابداري زیست‌محیطی مبتني بر داشتن ارزش عناصر زیست‌محیطی و اکولوژیکي است؛ بدین مفهوم که با داشتن ارزش منابع مي‌توان هزینه‌ي آلودگي‌هاي زیست‌محیطی و تخریب و تغییر کاربري آن‌ها را به‌صورت کمي درآورد و در بودجه مورد نیاز برای اجراي پروژه‌ها لحاظ نمود. بنابراین، اعداد حسابداری ملی واقعی می‌شوند و توجیه اقتصادی پروژه‌ها با مصداق‌های عینی و به‌صورت واقعی انجام خواهد شد. همچنین چنانچه انتقال آب از سرچشمه‌های کارون اجرا شود، اعداد حاصل از این مطالعه می‌تواند جهت برقراری یک بازار بین استانی آب و استفاده از مکانیزم قیمت مورد استفاده قرار گیرد که بر اساس ادبیات موضوع چنین تخصیصی کارا خواهد بود. هدف اصلی این مطالعه، کمی کردن منافع استفاده‌ای غیر مستقیم رودخانه کارون با استفاده از مدل‌سازی انتخاب است.

این مقاله در چهار بخش تنظیم شده است. در بخش بعد مواد و روش‌های مورد استفاده در این مقاله ارایه می‌شوند. این بخش شامل مبانی نظری، معرفی مدل‌سازی انتخاب، طریقه ساخت و استفاده از ابزارهای تحقیق و انتخاب ویژگی‌های رودخانه است. در بخش سوم، نتایج برآورد مدل و تحلیل نتایج ارایه و در بخش آخر نیز جمع‌بندی و توصیه‌های سیاستی ارایه می‌گردند.

۲- مبانی نظری

به لحاظ مفهومی، ارزش اقتصادی یک اکوسیستم یا منبع طبیعی برابر با مجموع ارزش‌های مصرفی و غیر مصرفی آن است. ارزش‌های مصرفی؛ به ارزش منافع استفاده‌ای مستقیم، ارزش منافع استفاده‌ای غیرمستقیم و ارزش منافع بالقوه[1] تقسیم می‌شوند. ارزش منافع استفاده‌ای مستقیم، به استفاده مستقیم از منابع مربوط می‌شوند که در مورد رودخانه می‌توان به ماهی‌گیری، استفاده از آب رودخانه برای مصارف شرب، کشاورزی و صنعتی و استفاده از بستر آن جهت ساخت تصفیه‌خانه، اسکله‌ها و سایر دست‌ساخته‌های بشری اشاره نمود. ارزش منافع استفاده‌ای غیرمستقیم، ارزش خدمات یک اکوسیستم طبیعی است که به‌طور غیرمستقیم رفاه استفاده‌کننده را تحت تاثیر قرار می‌دهد که از آن جمله می‌توان به کارکردهای اکولوژیکی، حفظ تنوع زیستی، چشم‌انداز طبیعی و شادی‌بخش و کارکرد آموزشی اشاره نمود. اما اقتصاددانان انتظارات جامعه از منافع حاصل از مصارف آتي را نیز جزو ارزش استفاده‌اي اندازه‌گیري مي‌کنند (Arefian, Dizaji& Asari, 2020). این مفهوم که عدم قطعیت را به بحث ارزشگذاري منفعت اضافه مي‌کند، ارزش منافع بالقوه نامیده مي‌شود (Mitchell & Carson, 1989). آخرین جزء از ارزش یک منبع طبیعی، ارزش غیر استفاده‌ای یا ارزش وجودی است. ارزش غیر استفاده‌اي منافعي

[1] Option value

است که از استفاده‌ي واقعي افراد از منبع طبيعی حاصل نمي‌شود بلکه منفعتي است که از بقاء يا استمرار خدمات آن حاصل مي‌شود. علت ايجاد کننده اين ارزش مصرف نوع‌دوستانه[۲] و ميراثي[۳] است (Mitchell & Carson, 1989). مصرف نوع دوستانه به ارزشمند بودن يك کالا يا خدمت عمومي اطلاق مي‌شود که براي افراد به خاطر منفعتي که به ديگران مي‌رسد، ارزشمند است. اين امر بيان مي‌کند که مطلوبيت ايجاد شده براي فرد به مطلوبيت ديگران وابسته است، بدين معني که فرد با آگاهي از بهره‌مندي ديگران از يك کالاي عمومي، مطلوبيت کسب مي‌کند. مصرف بين نسلي نيز از حس تعهد نسبت به حفاظت از محيط‌زيست براي نسل آينده ناشي مي‌شود

- **مدل‌سازی انتخاب**

برای ارزشگذاری منافع غیربازاری روش‌های متنوعی وجود دارد. یکی از روش‌هایی که طی سال‌های اخیر در ادبیات محیط‌زیست مورد توجه قرار گرفته، روش مدل‌سازی انتخاب است[٤]. روش مدل‌سازی انتخاب مبتنی بر اصل عقلایی بودن رفتار مصرف کننده است. به بیانی دیگر، این اعتقاد وجود دارد که با مشاهده انتخاب‌های تکراری یک فرد اقتصادی، می‌توان ترجیحات وی را استخراج نمود. بر همین اساس، تئوری مطلوبیت تصادفی Mcfadden (1974) با تئوری ارزش ویژگی Lancaster (1996) ترکیب می‌شود. در این روش، پاسخ‌دهندگان با مقایسه سطح مطلوب خدمات رودخانه با وضعیت جاری N، تمایل به پرداخت خود را براي تغيير از وضعيت جاري به وضعيت مطلوب اظهار و از بین سناریوهاي هر کارت (N، Z و T)، سناریوی مورد نظر خود را انتخاب می‌نمایند. به بیانی دیگر، چنانچه پاسخ‌دهندگان بخواهند پول خود را حفظ نمایند هیچ‌یک از سناریوهای Z و T را انتخاب نمی‌کنند؛ در نتیجه سناریوی N را انتخاب خواهند نمود. داده‌های بدست آمده از چنین انتخاب‌هایی در چارچوب نظری مطلوبیت تصادفی تحلیل خواهد شد. بنابراین فرض می‌شود هر یک از پاسخ‌دهندگان، مطلوبیت حاصل از سناریوی N، Z و T را مقایسه و گزینه‌ای را انتخاب می‌نماید که مطلوبیت را حداکثر می‌کند. در مدل‌سازی ترجیحات افراد، مطلوبیت فرد i برای سناریوی m (U_{im}) تابعی است از ویژگی‌های رودخانه (X_{n})، هزینه محافظت C و ویژگی‌های اقتصادی- اجتماعی پاسخ‌دهندگان S (Newell & Swallow, 2013). بنابراین تابع مطلوبیت فرد به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$U_{im} = U(X_m, C_m, S_i) = V(X_m, C_m, S_i) + \varepsilon_{im} \quad (۱)$$

که در آن X_{n} برداری از n سناریو (N، Z و T) است؛ V(.) جزء غیرتصادفی مطلوبیت و ε_{im} جزء تصادفی است که منعکس کننده تفاوت بین مطلوبیت تصادفی U_{im} و جزء غیرتصادفی V_{im} است. هر یک از پاسخ‌دهندگان سه سناریوی (N، Z و T) ارایه شده را مقایسه می‌کنند و سناریویی را انتخاب می‌کنند که مطلوبیت را حداکثر می‌کند، به صورت زیر:

$$\text{Maximize } U_{\text{im}}$$

به‌گونه‌ای که

$$U(X_m, C_m, S_i) > U(X_j, C_j, S_i), \qquad m \neq j, \quad j = \{N, Z, T\} \quad (۲)$$

به‌طور مثال، اگر در رابطه(۲)، $m = z$ باشد، فرد سناریوی Z را انتخاب می‌کند زیرا مطلوبیت Z از مطلوبیت حاصل از T و N بیشتر است. به بیانی دیگر، گزینه‌ای مرجح‌تر است. بنابراین در حالت کلی احتمال انتخاب گزینه j توسط فرد i به صورت زیر است:

---

[2] Vicarious consumption

[3] Stewardship

[٤] برای مطالعه بیشتر در مورد روش‌های ارزشگذاری به منبع زیر مراجعه کنید:

Barbier B. E. (1997). economic valuation of wetlands a guide for policy makers and planners. Ramsar Convention Bureau, Department of Environmental Economics and Environmental Management, University of York, Institute of Hydrology, IUCN-the world conservation union.

$$P_i(j) = Pr[V(X_j, C_j, S_i) + \varepsilon_{ij} > V(X_m, C_m, S_i) + \varepsilon_{im}, \quad j \neq m, \quad j = \{N, Z, T\}$$ (۳)

که در آن، $Pr(.)$ عملگر احتمال است. فرض بر این است که جملات اخلال ε به صورت مستقل و مشابه توزیع شده‌اند به‌گونه‌ای که $P_i(j)$ در رابطه (۳) یک تابع لجستیک خواهد بود.

مدل لاجیت با پارامترهای تصادفی (RPL)[5] که تعمیم مدل لاجیت چند جمله‌ای است در این مطالعه استفاده می‌شود. مزیت استفاده از مدل RPL عدم مقید بودن این مدل به فرض استقلال گزینه‌های نامرتبط ($IIAs$)[6] است و قادر است ناهمگنی مشاهده نشده در ترجیحات بین افراد را برآورد کند. بنابراین، تابع مطلوبیت تصادفی (۱) به صورت زیر مدل‌بندی می‌شود:

$$U_{im} = \beta_X X_m + \beta_c C + \beta_s S_i$$ (۴)

ضرایب این مدل به وسیله روش حداکثر درستنمایی برآورد می‌شود و اگر $U(.)$ خطی باشد ضرایب β_X و β_c به ترتیب مطلوبیت نهایی ویژگی X و پول را نشان خواهد داد.

تمایل به پرداخت نهایی ($MWTP$)[7] از تقسیم ضریب قیمت بر ضریب هر یک از ویژگی‌ها به صورت زیر بدست می‌آید:

$$MWTP = \beta_X/\beta_c$$ (۵)

۳- پیشینه تحقیق

مطالعات زیادی در داخل و خارج کشور برای ارزشگذاری مواهب طبیعی انجام شده است اما هیچ‌یک به ارزشگذاری رودخانه کارون نپرداخته‌اند و مطالعه حاضر از این منظر منحصر به فرد است. در ادامه، به بخشی از مطالعات انجام شده در این حوزه اشاره می‌شود.

در مطالعه‌ای با استفاده از روش الگوسازي انتخاب و الگوي لاجيت متداخل، اثرات زیست‌محیطی آلودگی هوا را ارزش‌گذاری نمودند. بر اساس نتایج، منافع حاصل از بهبود ۳۰ درصدی در کیفیت هوا (شامل: بوی نامطبوع ناشی از آلودگی هوا، دوده سیاه، دید ضعیف و اثرات سلامت ناشی از آلودگی هوا) برای منطقه دارای آلودگی زیاد، برابر ٦/٧ میلیارد ریال، برای منطقه دارای آلودگی متوسط برابر ٤/٥ میلیارد ریال در ماه برآورد شد. همچنین، نتایج این مطالعه نشان داد که با بهبود ۳۰ درصدی در کیفیت هوای مشهد، منفعتی بالغ بر ۱۱ میلیارد ریال در ماه ایجاد خواهد شد (Zare & Ghorbani, 2009).

در مطالعه‌ای دیگر ترجیحات افراد برای ویژگی‌های مختلف تفرجگاه تاریخی- تفریحی گنجنامه همدان با استفاده از مدل‌سازی انتخاب بررسی شده است. نتایج نشان داد که افراد به ترتیب برای حفظ آثار باستانی، بهداشت محیط و پاک بودن آب رودخانه و حفظ تنوع جنگلی و چشم‌انداز طبیعی تفرجگاه، بیشترین تمایل به پرداخت را دارند (Sharzei & khalili Kamjoo, 2013).

در مطالعه‌ای دیگر پیامدهای اقتصادی- زیست‌محیطی بالا بردن دیوار سد اکباتان همدان بررسی شده است. در این پژوهش از روش مدل‌سازی انتخاب بر پایه ترجیحات اظهارشده و الگوهای لاجیت شرطی و آشیانه‌ای استفاده شد. نتایج نشان داد که میانگین نهایی تمایل به پرداخت برای ویژگی‌های زیست‌محیطی و تفرجی، چشم‌انداز طبیعی، تنوع گونه‌ای و حفاظت منابع طبیعی به‌ترتیب ۱۰٦۲٦،۱۱٤٤۰، ۱۳۷۳۸، ١٦٧٧٦ریال در ماه بوده است. کل تمایل به‌پرداخت خانوارهای شهری برای احیاء و حفاظت پایین‌دست سد برابر ۱۱۸٫۳ میلیارد ریال در سال بدست آمد (Jafari, Iraj, Yazdani & Housseini, 2013).

در مطالعه‌ای دیگر ارزش پولی کارکردها و خدمات منطقه حفاظت‌شده مراکان با استفاده از روش مدل‌سازی انتخاب و مدل لاجیت شرطی برای دو استان آذربایجان شرقی و غربی برآورد شده است. نتایج نشان داد که ۸۱ درصد پاسخگویان، حاضر به پرداخت مبلغی جهت بهبود کارکردها و خدمات منطقه می‌باشند. در این مطالعه، ارزش پولی حفاظت از کارکردها و خدمات مورد مطالعه از دیدگاه خانوارهای هر

[5] Random Parameter Logit Model

[6] Independence of Irrelevant attributes

[7] Marginal willingness to pay

دو استان برابر ٦٤ میلیارد ریال برآورد شده است (Khodaverdizadeh, Khalilian, Hayati & Pishbahar, 2014).

در مطالعه‌ای ارزش اقتصادی تالاب شادگان به تفکیک بر اساس منافع استفاده‌ای و غیر استفاده‌ای برآورد شد. در این مطالعه، برای ارزش‌گذاری خدمات استفاده‌ای مستقیم، از روش قیمت‌گذاری بازاری و برای ارزش‌گذاری خدمات استفاده‌ای غیرمستقیم، خدمات بالقوه و خدمات غیر استفاده‌ای (ارزش وجودی) از روش مدل‌سازی انتخاب استفاده شده است. ارزش ریالی سالیانه منافع استفاده‌ای مستقیم، غیرمستقیم، ارزش بالقوه و وجودی به ترتیب برابر با ۳۷٤۷۸، ۱۳٤۷، ٤۷۵۵ و ۱۸۰۰۷ میلیارد ریال بدست آمد (Montazer-Hojat, Mansouri & Ghorban-Nezhad, 2015).

در مطالعه‌ای به استخراج ارزش اقتصادی تالاب بامدژ در استان خوزستان پرداخته شد. در این مطالعه، ابتدا با استفاده از روش مدل‌سازی انتخاب تمایل به پرداخت نهایی برآورد و سپس به کل جامعه برخوردار تعمیم داده شد. از اعداد بدست آمده، سهم تالاب در تولید ناخالص استان ۰/۳٤ درصد محاسبه شد. همچنین با استفاده از نرخ بهره واقعی بخش کشاورزی و منابع طبیعی، ارزش سرمایه‌ای تالاب برابر ٤۷۲۸۹ میلیارد ریال محاسبه گردید (Montazerhojat & Mansouri, 2016).

در مطالعه‌ای با استفاده از روش مدل‌سازی انتخاب به انعکاس ترجیحات جامعه در چگونگي توسعه يك تالاب در جنوب سوئد پرداخته شد (Carlsson, Frykblom & Liljenstolpe, 2003). نتایج به‌دست‌آمده از تخمین مدل‌های لاجیت شرطي و لاجیت با پارامترهاي تصادفي نشان داد که تنوع زیستي و امکانات مناسب برای پیاده‌روی بیشترین اثر مثبت را بر مطلوبیت افراد و تمایل به پرداخت آن‌ها دارد، درحالی‌که فنس‌کشی و وجود خرچنگ در تالاب رفاه افراد را کاهش خواهد داد.

در تحقیقی به ارزشگذاری خدمات اکوسیستمی تالاب‌های دره‌ی می‌سی‌سی‌پی بر اساس برنامه ملی دولت امریکا برای حفاظت از تالاب‌ها پرداخته شد. روش تحقیق شامل سه مرحله‌ی ۱- شناسایی خدمات تالاب‌ها ۲- کمی کردن جریان این خدمات و ۳- پولی کردن آنها بوده است. در این مطالعه خدمت حفظ تنوع زیستی (با تاکید بر مرغابی‌ها) و دو خدمت اکولوژیکی (جذب گازهای گلخانه‌ای و نیتروژن) این تالاب‌ها مورد توجه قرار گرفته‌اند. به منظور ارزشگذاری خدمات این تالاب‌ها از قیمت‌های سایه‌ای برآورد شده در سایر مطالعات استفاده شده است و در این تحقیق مستقیما قیمت‌ها استخراج نشده است. براساس نتایج این مطالعه، ارزش سالانه اجتماعی هر هکتار از این تالاب‌ها در دامنه ۱٤۳۵ تا ۱٤۸٦ دلار محاسبه گردیده است (Jenkins, Murray, Kramer & Faulkner, 2010).

در تحقیقی چهار تغییر در عملکرد تالاب ماریاس‌دس‌باکس فرانسه از منظر جامعه ارزشگذاری شده است. در این تحقیق کنترل پشه‌ها، حفظ تنوع زیستی، افزایش پوشش درختی و خدمات تفریحی تالاب به عنوان چهار سیاست تغییر در عملکرد این تالاب مورد توجه بوده‌اند. در این مطالعه از روش مدل‌سازی انتخاب برای استخراج ترجیحات جامعه استفاده شده است. در این روش به دلیل استفاده از مدل لاجیت با پارامترهای تصادفی، ناهمگنی در ترجیحات مصرف‌کنندگان لحاظ شده است. نتایج این تحقیق نشان داد که بازگرداندن تالاب به مساحتی معادل یک سوم مساحت اولیه، کنترل بیولوژیکی پشه‌های تالاب، درختکاری و امکانات گردشگری بیشتر در کنار وضعیت بهتر تنوع زیستی حداکثر مازاد جبرانی را در پی خواهد داشت (Westerberg, Lifran, & Olsen, 2010).

در تحقیقی دیگر خدمات استفاده‌ای و غیر استفاده‌ای تالاب مک‌گادی‌بوتساوانا ارزشگذاری شده است. در این تحقیق، ارزش استفاده‌ای شامل استفاده از منابع تالاب و ارزش غیر استفاده‌ای آن شامل تامین آب سفره‌های زیر زمینی در نظر گرفته شده است. در این تحقیق سه گروه جمعیتی متفاوت انتخاب و تحلیل هزینه-فایده ایستا و پویا برای آنها مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج تحقیق نشان داد که ارزش اقتصادی خدمات این تالاب ١٦ میلیون پولا (واحد پول بوتساوانا) در سال است (Setlhogile, Arntzen, Mabiza & Mano, 2011).

در تحقیقی خدمات تالاب دانتینگ[8] چین ارزشگذاری شده است. بدین منظور ابتدا خدمات اکولوژیکی، تنوع زیستی، گردشگری و آموزشی تالاب شناسایی شد و از بین این خدمات دوازده مورد به عنوان مهمترین خدمات ارایه شده این تالاب به جامعه پیرامونی انتخاب شد. سپس با استفاده از روش رتبه‌بندی کارشناسان این خدمات در سه گروه خدمات استفاده‌ای مستقیم، استفاده‌ای غیر مستقیم و ارزش وجودی تالاب قرار گرفتند که معیار رتبه‌بندی آنها میزان درک کارشناسان از این خدمات بود. در نهایت، برای هر دسته به ترتیب از

[8] Dongting

روش‌های قیمت‌گذاری بازاری، قیمت‌گذاری جانشین‌ها و روش‌های ارزشگذاری غیر بازاری استفاده شده است (Cui, Zhou & Huang, 2012).

در تحقیقی دیگر ویژگی‌های فضایی تالاب جنگلی رودآیلند امریکا ارزشگذاری شده است. در این مطالعه از روش مدل‌سازی انتخاب استفاده شده است. بدین منظور دو سناریوی انتخاب تعیین شده و از پاسخ دهندگان خواسته شده که بین این دو سناریو یکی را در مقایسه با وضع موجود انتخاب نمایند. سپس با برآورد سه مدل متفاوت اعداد مربوط به تمایل به پرداخت نهایی استخراج و واقعی گردیده‌اند (Newell & Swallow, 2013).

در پژوهشی خدمات ارایه شده در طرح احیای تالاب‌های آمریکا ارزشگذاری شد. بدین منظور از تابع ارزش ارایه شده در مطالعه kidder (2006) استفاده شده است. وی بر اساس مجوزهای صادر شده برای بهره‌برداری از تالاب‌ها میزان کاهش در خدمات آنها را برآورد نمود. نتایج این مطالعه نشان داد که ارزش خدمات هر جریب[9] از تالاب‌ها سالانه عددی بین ۵۰۰۰ تا ۷۰۰۰۰ هزار دلار است. بر این اساس، ارزش از دست رفته برای کل بخش‌های از دست رفته تالاب‌ها سالانه ۲/۵ میلیارد خواهد بود. با توجه به بزرگ بودن عدد بدست آمده برای کل جامعه توصیه شده است که لزوم احیای تالاب‌ها مورد توجه جدی قرار گیرد (Adusumilly, 2015).

در مطالعه‌ای ارزش اقتصادی خدمت محافظت از حیات وحش برای تالاب کوشی تابای نپال برآورد شد. در این مطالعه از ترکیب روش‌های بازاری با انتقال ارزش[10] استفاده شده است. نتایج نشان داد که ارزش این خدمت خاص تالاب سالانه ١٦ میلیون دلار و معادل ۹۸۲ دلار به ازای هر خانواده است (Sharma, Rasul, & Chettri, 2015).

در مطالعه‌ای ارزش اقتصادی کل برای خدمات اکوسیستمی تالاب آگادیشپور تپال برآورد شد. در این مطالعه، ارزش کل از مجموع ارزش‌های استفاده‌ای، غیر استفاده‌ای و بالقوه محاسبه شده است. بدین منظور استفاده مستقیم کالاهای تالاب (مانند تامین هیزم برای سوخت)، ایجاد اشتغال گردشگری، خدمت آبیاری، حفظ تنوع زیستی و خدمت جذب کربن در محاسبات مورد توجه بوده‌اند. ارزش سالانه کل معادل ٩٤/٥ روپیه نپال برآورد شد (Baral, Basnyat, Khanal & Gauli, 2016).

۴- ابزار تحقیق و انتخاب ویژگی‌های رودخانه

در مرحله اول اجرای مدل‌سازی انتخاب لازم است ویژگی‌های غیربازاری رودخانه کارون مشخص شوند. سپس در مرحله‌ی بعد می‌بایست مجموعه‌های انتخاب مشخص گردند و در نهایت پرسشنامه مربوطه طراحی شود. بدین منظور، تلاش شد تا حد امکان از پیشینه تجربی تحقیق بهره برده شود و ویژگی‌ها به‌گونه‌ای انتخاب شوند که سازگاری لازم تامین شود. در این مطالعه، ویژگي‌هاي چشم‌انداز شادي‌بخش طبيعي، حفظ تنوع زيستي، كاركرد اكولوژيكي و كاركرد آموزشي رودخانه كارون انتخاب شدند (جدول ۱). سپس براي هر يک از ويژگي‌ها، سه سطح در نظر گرفته شد. اولين سطح يا سطح مبنا، وضعيت كيفي موجود خدمات رودخانه را نشان مي‌داد و دو سطح بعدي، سطح متوسط و خوب خدمات كيفي رودخانه را نسبت به وضعيت موجود ارايه مي‌كرد. با توجه به اين‌كه هدف اين مطالعه محاسبه تغييرات رفاه افراد است، يک گزينه پولي نيز به عنوان آخرين سوال از افراد پرسيده شد. اين ارزش پولي براساس هزينه ورودي پارک‌هاي ملي در ايران و مشاوره با كارشناسان سازمان حفاظت محيط زيست استان خوزستان محاسبه شد. قيمت‌هاي استفاده شده در اين تحقيق به ترتيب ۰، ٤٥٠٠٠ و ۷۰۰۰۰ ريال تعيين گرديد.

جدول ۱. ويژگي‌ها و سطوح انتخاب شده‌ي آنها براي رودخانه كارون
مأخذ: مولفان

Table ۱ . Selected attributes and levels for Karoon river
Source: Authors

ويژگي‌ها	سطح آنها
چشم‌انداز طبيعي: آن بخش از مناظر طبيعي رودخانه كه همچنان به صورت بكر باقي مانده و بسيار چشم‌نواز و شادی‌بخش است.	رضايت بخش نيست كمتر رضايت بخش است رضايت‌بخش

[9] معادل ۰/٤٠٥ هکتار

[10] Value trasfer function

کارکرد اکولوژیک: آن بخش از کارکرد رودخانه که مستقل از دخالت انسان است مانند چرخه مواد غذايي، جلوگيري از طوفان و سيل، کنترل ريزگردها، تنظيم رطوبت و دماي هوا، حفظ جريان سفره‌هاي زير زميني و تقليل آلودگي.	ضعيف متوسط قوي
حفظ تنوع زيستي: رودخانه‌ی کارون به عنوان پناهگاهي امن براي حيات موجودات زنده اعم از گياهان، آبزيان و جانوران و پرندگان.	قابل قبول نيست تاحدودي قابل قبول قابل قبول
کارکرد آموزشي: هر ساله رودخانه کارون موضوع و هدف بسياري از مطالعات، پايان‌نامه‌ها و مقالات دانشگاهي است. همچنين بسياري از کلاس‌هاي درس در کنار اين رودخانه تشکيل مي‌شوند.	ضعيف متوسط خوب
ارزش محافظت	۰ ريال ۵۰۰۰۰ ريال ۹۰۰۰۰ ريال

به منظور طراحی مدل‌سازی انتخاب پنج کارت طراحی شد. روش ایجاد کارت‌ها به این صورت بود که با استفاده از تکنیک طرح کسري[11] و حذف حالات غیر محتمل در نرم‌افزار SPLUS، ده حالت مختلف بین چهار ویژگی رودخانه و هزینه‌ی محافظت از آن انتخاب شد. حالات غیر محتمل، حالاتي هستند که در آنها سطح پایین ویژگي رودخانه با هزینه حفاظت بسیار بالا یا سطح بالاي ویژگي با هزینه حفاظت بسیار پایین در یک گزینه قرار گرفته‌اند. سپس ده حالت بدست آمده در ۵ کارت داراي دو سناریوی Z و T و یک سناریوی پایه (N)[12] تنظیم شد. به منظور استفاده از نظر صاحب‌نظران دانشگاهي و ارتقاء سطح کیفي کارت‌ها، براي تعدادي از اعضاي هیات علمی اقتصاد محیط زیست ارسال شدند. سپس با استفاده از نظرات کارشناسي آنها، کارت‌ها اصلاح و براي بررسي شفافیت و قابل فهم بودن آنها، بین شماري از پاسخ دهندگان (که به صورت تصادفي انتخاب شدند) توزیع شدند. از بررسي کارت‌هاي گردآوري شده و اخذ نظر کارشناسان سازمان حفاظت محیط زیست، کارت‌ها نهایي شدند. نمونه‌اي از کارت‌ها در شکل ۱ نشان داده شده است.

پاسخ‌دهندگان با مقایسه سطح مطلوب خدمات رودخانه با وضعیت فعلي تمایل به پرداخت خود را براي تغییر از وضعیت جاري به وضعیت مطلوب اظهار و از بین گزینه‌هاي هر کارت، گزینه مورد نظر خود را انتخاب مي‌نمایند. در طی فرآیند مصاحبه با پاسخ‌دهندگان ابتدا اطمینان آنها در مورد این‌که این مطالعه هیچ‌گونه ارتباطی با دولت و اداراتی هم‌چون اداره مالیات ندارد، جلب گردید. سپس، به منظور کمک به افراد براي شناخت ویژگی‌های رودخانه و نیز انتخاب سناریوها، یکسري تصاویر، نقشه و توضیحات مکتوب در مورد رودخانه به هر پاسخ‌دهنده ارایه شد تا از اریبي پاسخ‌ها جلوگیري گردد.

جدول ۲. نمونه‌ی کارت‌ها
مأخذ: مولفان

Table ۲. A typical index card
Source: Authors

	سناریو N	سناریو Z	سناریو T
چشم انداز شادی‌بخش طبیعي	بد	خوب	خوب
تنوع زیستي	ضعیف	متوسط	ضعیف
عملکرد اکولوژیکی	ضعیف	خوب	متوسط
عملکرد آموزشي	ضعیف	متوسط	متوسط
ارزش ریالي حفظ خدمات رودخانه (تومان/ماه)	۰	۷۰۰۰	۴۵۰۰

- **فرآیند نمونه‌گیری Z**

جهت تکمیل پرسشنامه‌ها از روش نمونه‌گیری طبقه‌ای استفاده شد. به دلیل انتخاب درآمد به عنوان معیار نمونه‌گیری طبقه‌ای و در دسترس نبودن اطلاعات درآمدی دقیق شهروندان، محل سکونت افراد به عنوان سطح درآمد آنها در نظر گرفته شد. لذا سه منطقه شهر اهواز که دارای سطوح درآمدی متفاوت بودند (کیانپارس، گلستان و پردیس) انتخاب شدند. سپس تعداد ۱۰۵ پرسشنامه به صورت تصادفی

[11] Fractional factorial design
[12] Status qua

در این مناطق توزیع شد که سهم هر منطقه ۳۵ پرسشنامه بود. پرسشنامه‌ها با مراجعه حضوری به مناطق ذکر شده در تابستان سال ۱۳۹٤ تکمیل شد. به منظور گردآوری این تعداد پرسشنامه، ۱۸۱ پرسشنامه توزیع شد و در نتیجه نرخ پاسخگویی ۵۸ درصد بود.

۵- برآورد مدل و تحلیل نتایج

به منظور برآورد مدل، می‌بایست مدل نظری به یک مدل تجربی تبدیل شود. بدین منظور، رابطه (۱) به صورت مدل لاجیت با پارمترهای تصادفی (RPL) زیر تصریح شد:

$$Uim = \alpha 0 + \sum_{i=1}^{8} \beta_i Xi + \alpha 1 Cm + \varepsilon im \qquad (۶)$$

در تحقیق حاضر، به منظور کنترل ناهمگنی در ترجیحات افراد از مدل RPL در دو شکل ساده[۱۳] و دارای متغیرهای کنشی[۱٤] (مرکب) استفاده شد. متغیرهای کنشی حاضر در مدل RPL مرکب از حاصل‌ضرب متغیرهای اقتصادی-اجتماعی (مانند سن، درآمد، تحصیلات و جنسیت) پاسخ‌دهندگان و ویژگی‌های رودخانه‌ی کارون ساخته شده‌اند. علت عدم استفاده از متغیرهای اقتصادی-اجتماعی افراد به صورت ساده، ثابت بودن آنها در زمان انتخاب کارت‌ها و سناریوهای درون آنها است. با استفاده از این ویژگی‌ها و سه سطح ویژگی‌های رودخانه، تعداد ۱۲ متغیر کنشی ساخته و وارد مدل شد. هم‌چنان گزینه‌ی وضع موجود به‌عنوان سطح‌مبنا در تمامی مدل‌ها لحاظ شد. به منظور برآورد متغیرها، داده‌های گردآوری شده وارد نسخه ۱۲ نرم‌افزار STATA شدند و به روش حداکثر درستنمایی مدل‌ها برآورد شدند. نتایج برآورد مدل RPL در دو حالت ساده و مرکب پس از حذف متغیرهای بی‌معنی در جدول ۲ گزارش شده‌اند.

در این جدول متغیرهای A، B، C و D به ترتیب نشان‌دهنده ویژگی چشم‌انداز طبیعی و شادی‌بخش، حفظ تنوع زیستی، کارکرد اکولوژیک و کارکرد آموزشی رودخانه کارون هستند که در رابطه (٦) به وسیله متغیر X_i نشان داده شده بودند. اندیس‌های ۲ و ۳ نیز سطوح متوسط و عالی هریک از این ویژگی‌ها را برای رودخانه کارون نشان می‌دهند. همان‌طور که در نتایج مربوط به مدل ساده ملاحظه می‌شود، تمامی ضرایب (به جزء C3) در سطح قابل قبول آماری معنی‌دار بوده و دارای علامت مورد انتظار هستند. علامت مثبت ضریب ویژگی‌های رودخانه نشان می‌دهد که با بهبود ویژگی‌های کیفی رودخانه مطلوبیت افراد افزایش می‌یابند. همچنین علامت منفی ضریب هزینه‌ی محافظت نشان می‌دهد که با پرداخت هزینه برای محافظت رودخانه مطلوبیت افراد کاهش می‌یابد. نسبت درستنمایی نشان می‌دهد که فرضیه صفربودن همزمان تمامی متغیرها در سطح ۱٪ رد می‌شود و مدل از اعتبار کافی برخوردار است.

جدول ۳. نتایج برآورد مدل RPL پایه و کنشی
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table ۳ . Basic and interaction RPL models estimation results
Sources: Research findings

ویژگی رودخانه	مدل ساده	مدل کنشی
A3	۱/٤۲۵۰***	۰/٦۵۳۳**
B2	۰/۹۷۷۳**	۰/۹۹۳۲***
B3	۲/۱٤۳۲**	۰/۸۹۷۹*
C3	۱/۰۹۱۲	۱/۱۱۸۲***
D3	۰/۷۸۸۳*	۰/۸٦۲۹**
A3i	-	٤/۳۷۰***
B3i	-	۲/٦۹۰**
B3ad	-	۰/۰۵۹۰*
CV	-۰/۰۰۰۰۵۱**	-۰/۰۰۰۲۸***
لگاریتم درست‌نمایی	-٦۹۰/۳۸	-۵۷۵/٦۸

[13] Basic RPL
[14] Interactions RPL

نسبت درست‌نمایی	۵۱/۱۷۹***	۷۰/۷٤***

*، ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ را نشان می‌دهد.

با مقایسه لگاریتم درست‌نمایی[15] برای دو مدل RPL ساده و مرکب، برتری مدل مرکب نسبت به مدل ساده آشکار می‌شود. با وارد شدن متغیرهای کنشی به مدل پایه، لگاریتم درستنمایی از ۶۹۰/۳۸- به ۵۷۵/۶۸- کاهش‌یافته است. همچنین، بر اساس نسبت درست‌نمایی[16] فرضیه صفر بودن همزمان تمامی ضرایب در سطح ۱٪ رد می‌شود و مدل مرکب از اعتبار کافی برخوردار است. بر اساس معنی‌داری ضرایب و علامت آنها نیز مدل کنشی بر مدل پایه برتری دارد. تمامی ضرایب ویژگی‌های رودخانه اعم از چشم‌انداز طبیعی، کارکرد اکولوژیکی، حفظ تنوع زیستی و کارکرد آموزشی دارای علامت مثبت هستند. علامت مثبت این ضرایب نشان می‌دهد که در صورت بهبود هر یک از ویژگی‌های رودخانه مطلوبیت پاسخ‌دهنده نسبت به وضعیت پایه افزایش می‌یابد. همچنین، تمامی این متغیرها در سطح آماری ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ معنی‌دار هستند. متغیر قیمت در سطح ۱٪ معنی‌دار است و دارای علامت منفی است که نشان می‌دهد پاسخ‌دهندگان ترجیح می‌دهند در برنامه‌های حفاظتی که به هزینه‌های اضافی نیاز ندارند، شرکت کنند. بنابراین علامت منفی ضریب پرداخت نشان‌دهنده تأثیر منفی آن بر مطلوبیت فرد است. بر اساس نتایج جدول ۳، از تقسیم ضریب ویژگی‌های رودخانه بر ضریب هزینه در مدل RPL مرکب، تمایل به پرداخت نهایی برای هریک از ویژگی‌ها استخراج شد. نتایج در جدول ٤ گزارش‌شده‌اند.

جدول ٤. تمایل به پرداخت نهایی(ریال)
ماخذ: یافته‌های تحقیق

Table ٤ . Marginal willingness to pay
Sources: Research findings

ویژگی	دارای متغیرهای کنشی	
	تمایل به پرداخت	حدود بالا و پایین
A2	۱۲۷۸۱۰	۲۷۱۲۱۰
		-۱۵۵۸
B2	۱۸۸۵۴۰	۳۶۲۴۹۰
		۱۴۵۸۹
B3	۱۷۰۴۶۰	۳۹۵۶۷۰
		-۵۴۷۵
C3	۲۱۲۲۷۰	۴۰۲۸۳۰
		۲۲۱۶
D3	۱۶۲۵۴۰	۳۴۱۴۴۰
		-۱۶۳۵

تمایل به پرداخت نهایی مبادله بین پول و ویژگی مورد نظر را با فرض ثبات سایر شرایط نشان می‌دهد. به بیانی دیگر، نرخ نهایی جانشینی بین ویژگی‌های رودخانه و متغیر هزینه را نشان می‌دهد. به‌عنوان نمونه، چنانچه چشم‌انداز طبیعی رودخانه از وضعیت غیرقابل‌قبول به وضعیت کمتر رضایت‌بخش (A2) بهبود یابد، هر یک از استفاده‌کنندگان غیرمستقیم رودخانه، به‌طور متوسط حاضر به پرداخت ۱۲۷۸۱۰ ریال در ماه هستند (معادل سالانه ۱۵۳۳۷۲۰ ریال). بیشترین تمایل به پرداخت استفاده‌کنندگان غیرمستقیم مربوط به کارکرد اکولوژیکی در سطح خوب است. برای این ویژگی رودخانه، تمایل به پرداخت مربوط به سطح خوب برابر ۲۱۲۲۷۰ ریال در ماه به‌دست آمد.

به منظور محاسبه منافع اجتماعی سالانه رودخانه کارون، می‌بایست اعداد بدست آمده برای تمایل به پرداخت نهایی تمامی ویژگی‌ها به کل جمعیت برخوردار از این ویژگی‌ها تعمیم داده شود. عدد حاصل قیاسی از منافع اجتماعی سالانه رودخانه کارون خواهد بود که از

[15] Log likelihood
[16] Likelihhod ratio (LR)

خدمات کیفی و غیربازاری آن حاصل می‌شود. بنابراین، منافع اجتماعی سالانه ناشی از خدمات استفاده‌ای غیر مستقیم رودخانه کارون از حاصل‌ضرب جمعیت شهرستان اهواز (۱٤٥۰۰۰۰ نفر) در مجموع تمایل به پرداخت نهایی تمامی ویژگی‌ها در سطح خوب برابر ۱۲٤۹ میلیارد ریال محاسبه شد.

اما منافع اجتماعی سالانه نمی‌تواند نشان‌دهنده این رودخانه به عنوان یک سرمایه محیط زیستی باشد، چرا که این منافع هرساله و به صورت پیوسته برای یک دوره بلندمدت ادامه خواهد داشت. از این‌رو اعداد بدست آمده برای یک دوره بلندمدت تنزیل گردید. در نبود نرخ تنزیل اجتماعی از نرخ بهره واقعی بخش کشاورزی و منابع طبیعی استفاده شد. روش استخراج این نرخ به این صورت بود که متوسط نرخ تورم بخش کشاورزي و منابع طبیعی (۱۳/۷ درصد) در سال ۱۳۹٤ از میانگین سود سپرده‌گذاري بلندمدت رسمي گزارش‌شده توسط بانک کشاورزي (۲۰ درصد) کسر گردید. سپس، از فرمول مرابحه مرکب براي عواید یکنواخت داراي عمر نامحدود[17] استفاده شد:

$$P = A/i \qquad (۷)$$

که در آن،

P: ارزش فعلي منافع سالانه رودخانه برای یک دوره بلندمدت نامحدود،

A: ارزش سالانه خدمات رودخانه

i: نرخ بهره واقعي

با از استفاده از رابطه فوق، ارزش سرمایه‌ای منافع استفاده‌اي غیر مستقیم رودخانه برابر ۱۹۸۲۵ میلیارد ریال به‌دست آمد. البته اعداد بدست آمده تنها از ارزشگذاری منافع استفاده‌ای غیر مستقیم رودخانه بدست آمده است. بدیهی است چنانچه در مطالعات آتی سایر منافع رودخانه اعم از استفاده‌ای (مستقیم و بالقوه) و غیر استفاده‌ای محاسبه و به عدد بدست آمده از این مطالعه اضافه گردند، ارزش سرمایه‌ای رودخانه کارون بیشتر آشکار خواهد شد.

۶- جمع‌بندی و ارایه توصیه‌های سیاستی

رودخانه کارون یکی از مهم‌ترین رودخانه‌های جنوب و جنوب غرب کشور است که در تولید برق، کشت محصولات مختلف کشاورزی و آب مصرفی بسیاری از شهرهای استان خوزستان نقش موثری ایفا می‌کند. اما با وجود اهمیت بسیار زیاد این رودخانه، طی سال‌های اخیر دچار مدیریت ناکارا و برداشت‌های بی‌رویه، سدهای بدون مطالعات پایه و عدم بهره‌وری در استفاده از آب دچار شده است. امروز نیز بحث انتقال آب سرچشمه‌های کارون برای مصرف شرب استان‌های دیگر مطرح است که قطعا بدون در نظر گرفتن ارزش واقعی آب این رودخانه و بهره بردن از مکانیزم بازار این انتقال غیر بهینه خواهد بود. تمامی این مشکلات در نبود اطلاع از ارزش واقعی این رودخانه به عنوان یک موهبت طبیعی است. این مطالعه کوشید با استفاده از روش مدل‌سازی انتخاب ارزش اقتصادی منافع غیر مستقیم رودخانه کارون را برای بخش کوچکی از استفاده‌کنندگان آن یعنی ساکنان شهرستان اهواز استخراج نماید. بدیهی است که با دخیل کردن تمامی جامعه برخوردار از منافع این رودخانه و لحاظ نمونئ سایر منافع آن، اعداد بدست آمده بسیار بزرگتر و دقیق‌تر خواهد بود و این مهم می‌تواند به عنوان هدف اصلی تحقیقات آتی قرار گیرد. نتایج این مطالعه با تکیه بر گردآوری میدانی داده‌ها و برآورد مدل لاجیت با پارامترهای تصادفی، ارزش منافع اجتماعی سالانه رودخانه کارون را برابر ۱۲٤۹ میلیارد ریال نشان داد. همچنین، با توجه به تداوم این منافع برای یک دوره طولانی مدت، با بهره‌گیری از نرخ بهره واقعی بخش کشاورزی و منابع طبیعی (در نبود نرخ تنزیل اجتماعی) ارزش سرمایه‌ای این رودخانه برابر ۱۹۸۲۵ میلیارد ریال محاسبه شد که نمایان‌گر ارزش بسیار بالای این سرمایه‌ی طبیعی است.

نتایج این مطالعه به عنوان یک مطالعه پایه می‌تواند در سیاست‌گذاری‌های زیست محیطی مورد استفاده قرار گیرد. از آن جمله می‌توان از نتایج این مطالعه در ارزیابی اقتصادی-زیست‌محیطی طرح‌هایی که در بستر رودخانه یا در رابطه با آن در آینده اجرا خواهند شد، بهره برد. بدیهی است عدم انجام چنین ارزیابی‌هایی منجر به تخصیص غیربهینه منابع رودخانه خواهد شد و آثار زیان‌بار زیست‌محیطی مانند ریزگردها را درپی خواهد داشت.

[17] Uniform-series present worth factor

مساله تخصیص آب رودخانه نیز می‌بایست با توجه به ارزش اقتصادی آن صورت گیرد. هرگونه تخصیص بین حوزه‌ای آب توسط دولت، یک تخصیص غیر بهینه خواهد بود و می‌بایست از مکانیزم بازارهای آب بین استانی در این زمینه بهره برد. نتایج این مطالعه می‌توانند به عنوان یک مبنا در جهت تعیین قیمت آب در این بازار مورد توجه قرار گیرند، چرا که اعداد بدست آمده، تمایل به پرداخت افراد را برای استفاده از منافع رودخانه کارون به خوبی بازتاب می‌دهند. البته روش‌های قیمت‌گذاری و ارزش‌گذاری بسیار متنوع بوده و این تحقیق ادعایی مبنی بر برتری نسبت به روش‌های دیگر موجود در ادبیات موضوع ندارد.

نتایج مطالعه حاضر می‌توانند جهت متقاعد نمودن سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیران برای اجرای برنامه حفاظتی بیشتر و سرمایه‌گذاری در حوزه رودخانه کارون استفاده شوند چرا که عدد بدست آمده برای ارزش سرمایه‌ای رودخانه نشان از اهمیت این رودخانه برای صاحبان اصلی آن یعنی جامعه دارد. لذا بایستی نه تنها روند گذشته حفاظت از رودخانه اصلاح شود بلکه می‌بایست اقداماتی در جهت بهبود وضعیت کیفی ویژگی‌های رودخانه صورت گیرد. از این‌رو باید تمامی وزرات‌خانه‌ها (به‌ویژه وزارت نیرو)، سازمان‌ها و ارگان‌هایی که در محدوده رودخانه فعالیت‌های منجر به دستکاری طبیعت بکر آن را دارند نسبت به فعالیت خود و ضرر اقتصادی وارده پاسخگو باشند.

نتایج این مطالعه همچنین می‌توانند از طریق رسانه‌های گروهی به جامعه انتقال یابند و از این طریق سطح فرهنگی جامعه را ارتقاء بخشید. در این صورت هرگونه برنامه حفاظت از رودخانه قویا توسط جامعه حمایت خواهد شد.

قدردانی: نویسندگان برخود لازم می‌دانند از زحمات جناب آقای دکتر ابراهیم انواری برای بازخوانی و ارایه نظرات ارزشمند قدردانی نمایند.

Acknowledgments: The authors appreciate the efforts of Dr. Ebrahim Anvari to read and provide valuable feedback.

تضاد منافع: نویسنده مقاله اعلام می‌کند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.

Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.

منابع مالی: این مطالعه مستخرج از پایان نامه کارشناسی ارشد است که توسط دانشگاه شهید چمران اهواز، ایران با شماره گرنت۹۵/۳/۰۲/۳۱۴۰۰ حمایت مالی شده است.

Funds: This study is an excerpt from a master's thesis that has been funded by Shahid Chamran University of Ahvaz, Iran with a grant number of 95/3/02/31400.

Reference

Adusumilli, N. (2015). Valuation of ecosystem services from wetlands mitigation in the United States. *Land*, *4*(1), 182-196.

Arefian, M.R., Dizaji, S. F. & Asari, A. (2020). Investigating the role of carbon tax and fossil fuel subsidies on the development of renewable energy in OECD selected countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 10.22055/jqe.2021.33321.2243

Baral, S., Basnyat, B., Khanal, R. & Gauli, K. (2016). A Total Economic Valuation of Wetland Ecosystem Services: An Evidence from Jagadishpur Ramsar Site. *The Scientific World Journal*, 1-9.

Carlsson, F., Frykblom, P. & Liljenstolpe, C. (2003). Valuing wetland attributes: An application of choice experiments. Ecological Economics, *47*, 95- 103.

Cui, M., J. X. Zhou & B. Huang. (2012). Benefit Evaluation of Wetlands Resource With Different Modes of Protection & Utilization in the Dongting Lake region. *Environmental Sciences*, *8*, 2–17.

Jafari, A.M., Iraj, S., Yazdani, S. & Housseini, S.S. (2013). Analysis of economic-environmental consequences of raising the wall of Ekbatan Dam in Hamedan. *Journal of Aggricultural Economics*, *7*(2), 69-92. https://www.sid.ir/FileServer/JF/77613920204.pdf [In Persian]

Jenkins, A.W., Murray, B.C., Kramer, R.A. & Faulkner, S.P. (2010). Valuing ecosystem services from wetlands restoration in the Mississippi Alluvial Valley. *Ecological Economics*, *69*, 1051–1061.

Khodaverdizadeh, M., Khalilian, S., Hayati, B. & Pishbahar, I. (2014). Estimation of Monetary Value of Functions and Services in Marakan Protected Area with Choice Experiment Method. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *3*(10), 267-290. http://science6.book114.ir/science6/ap2/product/857335/download/470 [In Persian]

Lancaster, A. (1966); New approach to consumer theory. Journal of Political Economy, *74*, 132-157.

McFadden, D. (1974). *Conditional logit analysis of qualitative choice behavior*. In: Zarembka, P. (Ed.), Frontiers in Econometrics. Academic Press, New York.

Mitchell, R. C., & Carson, R. T. (2013). *Using surveys to value public goods: the contingent valuation method*. Resource for the Future Press, Washington, DC.

Montazer-Hojat, A.H., Mansouri, B. & Ghorban-Nezhad, M., (2015). Economic valuation of the use values of Shadegan wetland. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *11*(1), 41-73. https://journals.scu.ac.ir/article_11705_9db7fb3228de02be3091cbc2b16d9f11.pdf [In Persian].

Montazer-Hojat, A.H. & Mansouri, B. (2016). Valuing of the environmental benefits: The case of Bamdezh wetland. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *5*(18), 243-271. https://aes.basu.ac.ir/article_1502_fde9825d313e05d3ca6cdc23867dc59a.pdf [In Persian]

Newell Laurie, W. & Swallow Stephen, K. (2013). Real-payment choice experiments: Valuing forested wetlands and spatial attributes within a landscape context. *Ecological Economics*, *92*, 37-47.

Setlhogile, T., Arntzen, J., Mabiza, C. & Mano, R. (2011). Economic valuation of selected direct and indirect use values of the Makgadikgadi wetland system, Botswana. *Physics and Chemistry of the Earth*, *36*, 1071-1077.

Sharma, B., Rasul, G. & Chettri, N., (2015). The economic value of wetland ecosystem services: evidence from the Koshi Tappu Wildlife Reserve Nepal, *Ecosystem Services*, *12*, 84–93.

Sharzei, GH. & Jalili Kamjoo, P. (2013). Choice modeling: New approach of non-market environmental goods: Case of Ganjnameh Hamadan. *Journal of Economics Researches (Growth and Sustainable Development)*, *13*(3), 1-18. https://www.sid.ir/FileServer/JF/69013920301.pdf [In Persian]

Westerberg, V.H., Lifran, R. & Olsen S. B. (2010). To restore or not? A valuation of social and ecological functions of the Marais des Baux wetland in Southern France. *Ecological Economics*, *69*, 2383-2393.

Zare, A. & Ghorbani, M. (2009). Valuation of Different Characteristics of Air Pollution in Mashhad, *Journal of Economics Researches*, *44*(89), 215-241. https://www.sid.ir/FileServer/JF/53813888902.pdf [In Persian]

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)

صفحه ی اصلی وب سایت مجله: www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

تعامل جریان‌های بین‌المللی سرمایه و رشد اقتصادی در کشورهای D8

مهدی یزدانی * و آرمن مارکاری **

* استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).
** کارشناس ارشد اقتصاد انرژی، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۲۴ تیر ۱۳۹۷
تاریخ بازنگری: ۹ فروردین ۱۴۰۰
تاریخ پذیرش: ۱۳ فروردین۱۴۰۰
انتشار آنلاین از تاریخ۱۳ فروردین۱۴۰۰

طبقه‌بندیJEL: C33، F34، F41
واژگان کلیدی:
جهانی شدن، سرمایه‌گذاری خارجی، رشد اقتصادی، معادلات همزمان، داده‌های تابلوئی

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: ma_yazdani@sbu.ac.ir
0000-0002-8045-7232
آدرس پستی: ایران، تهران، تهران، بلوار دانشجو، دانشگاه شهید بهشتی، ۱۹۸۳۹۶۳۱۱۳

چکیده

بر اساس صندوق بین‌المللی پول، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری در پرتفوی به عنوان عوامل اصلی و تأثیرگذار در جهانی شدن شناخته شده‌اند. این مقاله سعی دارد با در نظر گرفتن اهمیت جریان‌های بین‌المللی سرمایه خارجی به عنوان یکی از نمودهای جهانی شدن مالی، آن را به دو بخش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری در پرتفوی تقسیم کرده و به ارزیابی تعامل بین پدیده جهانی شدن مالی و رشد اقتصادی در قالب یک الگوی رشد، برای کشورهای عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی D8 بپردازد. برای این منظور اطلاعات مورد نیاز، برای کشورهای عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی D8 طی دوره زمانی ۱۹۹۵-۲۰۱۵ استخراج و سعی شده که مسأله پژوهش با استفاده از تکنیک معادلات همزمان در چهارچوب الگوهای داده‌های ترکیبی، دنبال شود. نتایج نشان می‌دهند که در معادله رشد اقتصادی، وجود یک رابطه مثبت و بلندمدت بین جریان‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری در پرتفوی با رشد اقتصادی تأیید می‌شود. همچنین نرخ رشد جمعیت و انباشت سرمایه ثابت اثر مثبت، ولی نرخ ارز حقیقی و نرخ تورم اثر منفی بر رشد اقتصادی داشتند. علاوه‌براین رشد اقتصادی، نرخ ارز حقیقی و اختلاف نرخ بهره داخلی و خارجی اثر مثبت بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی داشته‌اند، ولی علامت ضریب متغیرهای سرمایه‌گذاری در پرتفوی، رشد جمعیت و انباشت سرمایه ثابت منفی است. در نهایت نرخ رشد اقتصادی و میزان کاربران اینترنت اثر مثبت بر سرمایه‌گذاری در پرتفوی داشته، در حالی که ضریب متغیرهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نرخ تورم منفی است. بر این اساس نرخ رشد اقتصادی عامل تعیین کننده در جذب سرمایه‌های خارجی است. بر این اساس سیاست‌گذاران باید توجه ویژه‌ای به جریان‌های سرمایه‌گذاری خارجی به ویژه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی داشته باشند.

ارجاع به مقاله:
یزدانی، مهدی و مارکاری، آرمن. (۱۴۰۰). تعامل جریان‌های بین‌المللی سرمایه و رشد اقتصادی در کشورهای D8. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۱۸ (۲)، ۲۵-۱۳.

10.22055/jqe.2021.26523.1909

© 2021 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

به طور کلی در حوضه اقتصاد و مدیریت، عنوان جهانی شدن برای نخستین بار در موضوع جهانی شدن بازارها در سال ۱۹۸۳ مطرح شده است. این در حالی است که جهانی شدن به عنوان یک پدیده مدرن، تعاریف مختلفی دارد، به گونه‌ای که برخی نویسندگان آن را مرحله‌ای از سرمایه‌داری و یا مدرنیته جدید نامیده و برخی دیگر آن را یک راه تفکر جدید می‌دانند.

در خصوص اهمیت پدیده جهانی شدن باید اشاره شود که این پدیده درهم آمیزی و ادغام متزاید اقتصادهای ملّی در اقتصاد جهانی را سبب می‌شود که باعث ایجاد مزایایی از جمله افزایش تجارت بین‌المللی و جهانی شدن تولید و جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[1] (FDI) شده و به دلیل مقررات‌زدایی در بازارهای مالی در سراسر جهان و تحول رو به گسترش تکنولوژی اطلاعات، بازارهای مالی در آن به سرعت آزادسازی می‌شوند. از دیگر فواید جهانی شدن می‌توان به بین‌المللی شدن روز افزون خدماتی همچون بانکداری، بیمه، تبلیغات، حسابداری، ارتباطات و رسانه‌های همگانی اشاره کرد که باعث ایجاد تحولی مثبت و کلّی در اقتصاد بین‌الملل و در نتیجه رشد و توسعه خواهد شد.

علاوه‌براین شاخص‌های جهانی شدن را می‌توان به دو دسته کلی الف) شاخص‌های ترکیبی شامل جهانی شدن تجارت کالاها، جهانی شدن مالی، جهانی شدن تماس‌های شخصی[2] و اتصال اینترنتی و ب) شاخص‌های غیرترکیبی شامل شاخص‌های باز بودن تجاری و شاخص‌های باز بودن مالی تقسیم کرد. این در حالی است که هر کدام از شاخص‌های ذکر شده فوق خود به چندین دسته تقسیم می‌گردند که از آن‌ها می‌توان به عنوان شاخصی برای سنجش جهانی شدن استفاده کرد و با توجه به این که از چه دیدگاهی به این موضوع پرداخته می‌شود، نوع شاخص نیز متفاوت است.

همچنین در دهه‌های اخیر جریان‌های بین‌المللی سرمایه مانند FDI و نیز سرمایه‌گذاری خارجی در اوراق بهادار، وام‌های بانکی، اوراق قرضه، سهام و ... که از آن به عنوان سرمایه‌گذاری پرتفوی خارجی[3] (FPI) یاد می‌شود، از رشد بالایی برخوردار بوده‌اند (UNCTAD, 2015). دلیل این افزایش در تجارت و سرمایه‌گذاری را می‌توان تا حد زیادی ناشی از سیاست‌های گسترده آزادسازی تجاری و مالی در کشورهای مختلف دنیا دانست که از آن به عنوان جهانی شدن مالی یاد می‌شود.

این در حالی است که جریان اخیر جهانی شدن مالی از اواسط دهه ۱۹۸۰ میلادی به بعد، باعث افزایش جریان سرمایه در بین کشورهای صنعتی و در حال توسعه گردیده است. گرچه این افزایش در جریان سرمایه در بین کشورهای در حال توسعه با افزایش قابل توجه نرخ رشد آن‌ها همراه بوده است، اما تعدادی از این کشورها در مقاطعی خاص سقوط نرخ رشد و بحران‌های مالی قابل توجه‌ای را تجربه کردند که در نهایت منجر به ایجاد هزینه‌های اساسی در سطح کلان آن‌ها شده است. این مسأله باعث ایجاد بحث‌هایی در مورد اثرات یکپارچگی و ادغام کشورهای در حال توسعه شده که اکثریت این بحث‌ها بر اساس شواهد تجربی محدود در برخی از کشورها بوده است. بنابراین با در نظر گرفتن اتفاقات اخیر و مبانی نظری موجود می‌توان گفت رابطه‌ای بین جهانی شدن مالی و نرخ رشد اقتصادی کشورها وجود داشته که بسته به میزان توسعه یافتگی، شرایط جغرافیایی، بزرگ یا کوچک بودن اندازه کشورها در تجارت و ... ممکن است اثر مثبت و یا در برخی مواقع منفی داشته باشد.

بر این اساس هدف از این مقاله ارزیابی و تفکیک اثر جریان‌های بین‌المللی سرمایه شامل FDI و FPI به عنوان مهمترین نمود جهانی شدن مالی بر رشد اقتصادی است. برای این منظور ضمن شناسایی اثر این دو پدیده بر رشد اقتصادی در قالب یک الگوی رشد درون‌زا برای کشورهای D8 در طی دوره ۲۰۱۵-۱۹۹۵، تعامل بین رشد اقتصادی و جهانی شدن مالی (شامل FDI و FPI) با استفاده از روش معادلات همزمان[4] در چهارچوب الگوی داده‌های تابلوئی ارزیابی خواهد شد.

ادامه مقاله این گونه سامان‌دهی شده است که در بخش دوم، ادبیات نظری و پیشینه پژوهش؛ در بخش سوم، الگو، متغیرها و روش پژوهش؛ در بخش چهارم، نتایج تجربی و در نهایت در بخش پنجم، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه شده است.

---

[1] Foreign Direct Investment

[2] Globalization of Personal Contacts

[3] Foreign Portfolio Investment

[4] Simultaneous Equations

۲- ادبیات نظری و پیشینه پژوهش

به طور کلی نظریات رشد به دو دسته نظریات رشد درون‌زا و نظریات رشد برون‌زا تقسیم می‌گردند. در نظریات رشد درون‌زا، وضعیت رشد اقتصادی کشورها با انتخاب، تصمیم و بهینه‌یابی کارگزاران و عوامل اقتصادی مشخص می‌شود، در حالی که در نظریات رشد برون‌زا، عوامل تأثیرگذار بر رشد و رفاه مثل پیشرفت فنی، نرخ رشد نیروی کار و ... برون‌زا در نظر گرفته می‌شوند.

همچنین تقریباً تمامی اقتصاددانان کلاسیک مانند اسمیت[۵]، هیوم[۶]، ریکاردو[۷]، میل[۸] و ... در نظریات اقتصادی خود به موضوع رشد برای تقویت طرف عرضه اقتصاد پرداخته‌اند که ماهیت این الگوها درون‌زا است. اقتصاددانان کلاسیک افزایش تولید و رشد را با در نظر گرفتن هیچ گونه تغییری در تکنولوژی و برونزا یا ثابت بودن دیگر عوامل اثرگذار بر تولید، در گرو افزایش عوامل نیروی کار و سرمایه می‌دانند. از انتقادهای مهم وارد شده به الگوهای رشد کلاسیک این است که تکنولوژی به عنوان مهمترین شاخص در رشد اقتصادی ثابت در نظر گرفته شده و توجهی به بازدهی‌های نسبت به مقیاس نشده است.

از سوی دیگر الگوهای رشد نئوکلاسیک بیشتر ماهیت برون‌زا دارند که از مهم‌ترین آن‌ها می‌توان به الگوهای رشد سولو-سوان[۹]، کوزنتس[۱۰]، آبراموویتز[۱۱]، چنری[۱۲] و دنیسون[۱۳] اشاره کرد. مفهوم رشد همراه با افزایش سهم عامل سرمایه از محصول کل، از طریق الگوی رشد سولو-سوان تدوین شد. این الگو با استفاده از یک سری معادلات، رابطه بین کار، کالاهای سرمایه‌ای، محصول و سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهد که در آن تغییرات تکنولوژی نقش مهمی را در ارتباط با میزان رشد ایفا می‌کرد.

در ادامه به دلیل ناتوانی الگوهای رشد برونزا در بیان شواهد تجربی در دهه ۱۹۶۰، اقتصاددانان به الگوهای رشد درون‌زا روی آورده و سعی کردند عامل تکنولوژی را به صورت درون‌زا وارد الگوهای رشد نمایند. به طور کلی الگوهای رشد درون‌زا تغییرات تکنولوژی و رشد در سرمایه انسانی را مهمترین عامل رشد اقتصادی در کشورها می‌دانند و عقیده دارند سرمایه انسانی، مهارت و دانش باعث بهره‌وری نیروی کار گشته و از آنجا که این عوامل بر خلاف سرمایه فیزیکی دارای نرخ بازدهی فزاینده هستند، در کل نرخ بازگشت سرمایه ثابت و اقتصاد کشورها بر خلاف الگوهای رشد نئوکلاسیک هیچ‌گاه به حالت پایدار[۱۴] بلندمدت نمی‌رسد. بنابراین هرچند رشد همانند نرخ انباشت سرمایه در طول زمان کاهش نمی‌یابد، ولی نرخ رشد وابسته به به نوع سرمایه‌ای است که کشور در آن سرمایه‌گذاری می‌کند (Shakeri, 2011, pp: 611-622). در اواخر دهه ۱۹۸۰، رومر[۱۵] از دانشگاه استنفورد و لوکاس[۱۶] از دانشگاه شیکاگو تکنولوژی را به صورت درون‌زا وارد الگوهای رشد کردند. که در ادامه به بررسی این الگوها پرداخته می‌شود.

۲-۱- الگوی رشد درون‌زای رومر

رومر (۱۹۸۶) اقتصاد را در مقیاس کل، دارای بازدهی نسبت به مقیاس فزاینده و در سطح بنگاه‌ها، آن را دارای بازدهی نسبت به مقیاس ثابت در نظر می‌گیرد و معتقد است سرمایه‌گذاری مقیاس و شاخصی مناسب از افزایش تجربه است. لذا تولید بنگاه iام در زمان t به صورت زیر خواهد بود.

$$Y_{it} = f\left(K_{it}, AL_{it}\right) \quad (۱)$$

---

[5] Smith
[6] Hume
[7] Ricardo
[8] Mill
[9] Solow-Swan
[10] Kuznets
[11] Abramovitz
[12] Chenery
[13] Denison
[14] Steady State
[15] Romer
[16] Lucas

که در این رابطه Y_{it} تولید بنگاه، K_{it} سرمایه بنگاه، L_{it} نیروی کار بنگاه و A_t انباره دانش در اقتصاد در زمان t است که مقدار آن به میزان تجربه بستگی دارد و از آنجا که تجربه تابعی از سرمایه‌گذاری گذشته همه بنگاه‌های موجود در اقتصاد است، می‌توان آن را به صورت زیر نشان داد.

$$G_t = \int_{-\infty}^{t} I(V)\,dv = \kappa_t \qquad (۲)$$

که در این رابطه κ_t سرمایه‌گذاری گذشته همه بنگاه‌های موجود در اقتصاد در سال t، G_t میزان تجربه در زمان t و I(V) سرمایه‌گذاری به صورت تابعی از متغیر v است. حال می‌توان رابطه انباره دانش در اقتصاد با تجربه را به صورت زیر نمایش داد که به آن فرض یادگیری از طریق انجام کار[17] نیز گفته می‌شود.

$$A_t = G_t^h \quad , \quad h < 1 \qquad (۳)$$

رابطه (۳)، بیان می‌کند که با انجام سرمایه‌گذاری، بهره‌وری با نرخی کاهنده افزایش می‌یابد. با جایگذاری K_t به جای G_t در رابطه (۳)، رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$A_t = \kappa_t^h \qquad (۴)$$

در نهایت با جایگذاری رابطه (۴)، در تابع تولید ذکر شده در رابطه (۱) و جمع تابع تولید کاب-داگلاس تمامی بنگاه‌ها در اقتصاد، تابع تولید در مقیاس کل به صورت زیر است:

$$Y = f(K,L,\kappa) = K^a L^{1-a} \kappa^h \qquad (۵)$$

با توجه به رابطه (۵)، تولید اقتصاد در مقیاس کل را می‌توان تابعی از سرمایه، نیروی کار و انباره سرمایه کل (دانش کل) دانست که در آن بازدهی نسبت به مقیاس به دلیل ثابت فرض نکردن κ فزاینده است (Romer, 1986).

۲-۲- الگوی سرمایه انسانی لوکاس

لوکاس (۱۹۸۸) در الگوی خود فرض می‌کند تمامی نهاده‌های تولید قابل انباشت هستند. به همین دلیل بازدهی نسبت به مقیاس نسبت به نهاده‌های قابل انباشت، ثابت است. او همچنین در تابع تولید خود بر خلاف رومر (۱۹۸۶) به جای نیروی کار فیزیکی، سرمایه انسانی را معرفی می‌کند و معتقد است عوامل اقتصادی از طریق مطالعه و تحصیل، سرمایه انسانی انباشت می‌کنند و این انباشت سرمایه انسانی به عنوان یک نهاده تولید دارای بازدهی نسبت به مقیاس ثابت است. از این‌رو تولید نهایی سرمایه انسانی که انگیزه افراد برای تحصیل، آموزش و مطالعه را تعیین می‌نماید، ثابت است. لوکاس تابع تولید کل اقتصاد را تابعی از میزان سرمایه، نیروی کار و مقیاس کیفیت متوسط کارگران دانسته و آن را به صورت زیر فرموله می‌کند.

$$Y = AK^a (uhL)^{1-a} \qquad (۶)$$

که در آن h مقیاسی از کیفیت متوسط نیروی کار و u نیز آن کسری از زمان غیر از فراغت است که عوامل اقتصادی صرف کار کردن برای تولید محصول می‌کنند (Shakeri, 2011, pp: 629-632).

۲-۳- سرمایه‌گذاری‌های خارجی

به طور کلی پویایی و ساختار سرمایه‌گذاری‌های خارجی به همراه دیگر جریان‌های بین‌المللی اقتصادی یکی از بهترین محرک‌های رشد و از عوامل اصلی ادغام اقتصادی کشورها شناخته می‌شوند. دو نوع از مهم ترین این سرمایه‌گذاری‌ها، FDI و FPI هستند.

طبق گزارشات کنفرانس تجارت و توسعه ملل متحد (UNCTAD) در سال ۲۰۱۵، FDI در حال حاضر یکی از موتورهای رشد و توسعه اقتصادی است. همچنین طبق گزارشات این سازمان، رشد سریع‌تر این نوع سرمایه‌گذاری خارجی نسبت به رشد تولید ناخالص داخلی (GDP)، تجارت جهانی، صادرات جهانی و فروش شرکت‌های بین‌المللی و همچنین بالاتر بودن حجم آن در مقایسه با جریان‌های انتقال تکنولوژی به علت نداشتن هزینه‌هایی همچون هزینه مجوز، حق امتیاز و ... از دلایل اصلی این مهم هستند (UNCTAD, 2015).

این در حالی است که بر طبق نظریه التقاطی دانینگ[18] (۱۹۷۹)، FDI را می‌توان به چهار بخش دنبال کننده بازار، دنبال کننده کارایی، دنبال کننده منابع و دنبال کننده دارایی استراتژیک تقسیم نمود. سرمایه‌گذاری‌های دنبال کننده بازار، به عواملی همچون اندازه

[17] Learning by Doing

بازار، رشد بازار، ساختار بازار داخلی و ... وابسته هستند که با نفوذ در بازارهای داخلی کشور میزبان سرمایه، باعث رشد اقتصادی می‌گردند. برای ارزیابی عوامل موثر بر این نوع سرمایه‌گذاری، از شاخص‌هایی همچون تولید ناخالص داخلی، رشد جمعیت کشور میزبان سرمایه و صادرات آن کشور می‌توان استفاده کرد. همچنین سرمایه‌گذاری‌های دنبال کننده کارایی، بیشتر به دلیل یافتن منابع جدید رقابت، داشتن یک بازدهی نسبت به مقیاس و تخصص و هزینه‌های تولید پایین‌تر ایجاد می‌گردد که از مهم‌ترین شاخص‌های اثرگذار در این نوع سرمایه‌گذاری می‌توان تورم را نام برد.

در مورد سرمایه‌گذاری‌های دنبال کننده منابع، این نوع سرمایه‌گذاری‌ها بیشتر به دلیل یافتن مواد خام و اولیه، نیروی کار و زیرساخت‌های ارزان قیمت یا کمیاب انجام می‌شود. از جمله شاخص‌های اثرگذار بر این نوع سرمایه‌گذاری‌ها، واردات و زیرساخت‌های یک کشور هستند که از نظر ویلر و مودی (۱۹۹۲)، لوری و گوسینجر (۱۹۹۵) و موریست (۲۰۰۰)، عامل زیرساخت‌ها به علت اثر مثبتی که بر بهره‌وری و در نتیجه جذب FDI می‌گذارد، مهمترین شاخص در این نوع سرمایه‌گذاری‌ها شناخته می‌شود (Wheeler & Mody, 1992; Loree & Guisinger, 1995; Morisset, 2000). این در حالی است که طبق مطالعات انجام شده در این زمینه همانند بوتریک و همکاران (۲۰۰۶)، اسیدو و صالحی اصفهانی (۲۰۰۳) و دیزدارویک و اگوست (۲۰۰۵)، از شاخص‌هایی که معرف میزان زیرساخت‌های یک کشور می‌تواند باشد، کاربران اینترنت، مشترکین تلفن همراه و متراژ جاده‌های آسفالت شده در کشور است که هر سه مورد ذکر شده دارای یک رابطه مثبت با میزان جریان FDI هستند (Botric, Sisinacki, & Skuflic, 2006; Asiedu & Salehi Esfahani, 2003; Dizdarevic & August, 2005). در نهایت طبق مطالعه دانینگ (۱۹۹۴) در مورد سرمایه‌گذاری‌های دنبال کننده دارایی استراتژیک، این نوع سرمایه‌گذاری در مقایسه با دیگر سرمایه‌گذاری‌ها دارای بیشترین رشد است. شرکت‌ها به طور فزاینده از این نوع FDI برای به دست آوردن دارایی‌های استراتژیکی که برای بقای آن‌ها ضروری و در عین حال در کشور موجود نباشد، استفاده می‌کنند (Dunning, 1994).

علاوه‌بر FDI، از مهم‌ترین اجزای جریان‌های بین‌المللی سرمایه می‌توان FPI را نام برد که شامل خرید سهام، اوراق قرضه، اسناد خزانه‌داری و اوراق بهادار توسط سرمایه‌گذاران خارجی است. با جریان رو به افزایش آزادسازی بازارهای مالی داخلی در کشورهای در حال توسعه و سهولت سرمایه‌گذاری در این بازارها توسط سرمایه‌گذاران خارجی، FPI به عنوان یک جز اثرگذار و دارای سهم بالا در جریان خالص منابع در کشورهای در حال توسعه شناخته می‌شود. بر اساس مطالعات کنفرانس تجارت و توسعه ملل متحد (۱۹۹۹)، حقوق صاحبان سهام FPI، می‌تواند از طریق افزایش نقدینگی بازار داخلی سرمایه و تشویق واسطه‌های مالی اثر مثبتی بر اقتصاد یک کشور داشته باشد. علاوه‌براین، ازآنجا که سرمایه‌گذاران خارجی توجه ویژه‌ای به انتشار اطلاعات و شفافیت بازار دارند، این نوع سرمایه‌گذاری می‌تواند باعث مدیریت روان‌تر و بهتر شرکت‌ها، افزایش تولید آن‌ها و رشد اقتصادی گردد. همچنین طبق مطالعات جنسن و مکلینگ (۱۹۷۸)، جریان داخلی سرمایه‌گذاری خارجی در پرتفوی با ایجاد تحرک در کارایی و بهره‌وری بازار سهام باعث ارتقای کنترل شرکت‌ها، کاهش هزینه‌های نظارت و دیگر موانع سرمایه‌گذاری می‌گردد. در حقیقت یک بازار سهام کارا با در نظر گرفتن قیمت سهام و تمامی اطلاعات مربوط به کارکرد شرکت، باعث نزدیکی علایق بین سرمایه‌گذار و مدیر شده و بدین وسیله باعث کاهش هزینه‌های نظارت، تقویت سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی می‌گردد (Jensen & Meckling, 1987). از دیگر مطالعات در زمینه اثر مثبت FPI بر رشد اقتصادی می‌توان به مطالعات بکائرت و هاروی (۱۹۹۵، ۲۰۰۰) و دورهام (۲۰۰۴) اشاره نمود (Bekaert & Harvey, 1995, 2000; Durham, 2004).

این در حالی است که از منظر سیاست‌های کلان دولتی کشورهای در حال توسعه، مشکل اصلی در این زمینه، غیرقابل پیش‌بینی بودن و حجم بالای جریان FPI در بازارهای سهام داخلی و بازارهای سهام کوتاه‌مدت است که می‌تواند به عنوان یک عامل بی‌ثباتی مالی برای کشورهای در حال توسعه عمل نماید. کشورهای در حال توسعه‌ای که وابستگی بالایی به FPI جهت پوشش ضعف‌های اقتصادی خود دارند، بیشتر در معرض عواقب بلندمدت این نوع سرمایه‌گذاری خواهند بود. همچنین جریان FPI در کشورهای در حال توسعه به خصوص در دو دهه اخیر با نوسانات زیادی روبرو بوده است. از دلایل این امر می‌توان غیرقابل پیش‌بینی بودن و تأثیرپذیری سریع این نوع سرمایه‌گذاری از پیش‌بینی‌های سرمایه‌گذاران نسبت به متغیرهایی مانند نرخ بهره جهانی، ثبات سیاسی و اقتصادی کشورها را نام برد.

در نهایت می‌توان گفت به دلیل داشتن ماهیت سرمایه‌ای، متغیرهای تأثیرگذار بر این نوع سرمایه‌گذاری نیز همانند متغیرهای اثرگذار بر FDI هستند؛ ولی به دلیل کوتاه‌مدت بودن این نوع سرمایه‌گذاری نسبت به FDI، عواملی همچون عمق مالی و انواع ریسک‌های سرمایه‌گذاری نیز می‌توانند بر میزان این نوع سرمایه‌گذاری اثر مثبت و یا منفی داشته باشند.

---

[18] Eclectic Theory of Dunning

۴-۲- پیشینه پژوهش

پراساد و همکاران (۲۰۰۳) با بررسی اثرات جهانی شدن مالی بر کشورهای در حال توسعه و با در نظر گرفتن شواهد تجربی به صورت سیستمی و منتقدانه در رابطه با این موضوع، به نتیجه‌گیری کرده‌اند که با وجود پیش‌فرض‌های قوی نظری، پیدا کردن رابطه قوی و معنادار بین ادغام مالی و رشد در کشورهای در حال توسعه دشوار است. همچنین بر خلاف پیش‌بینی‌های نظری، در برخی مواقع ادغام مالی حداقل در دوره‌های کوتاه‌مدت و در بعضی کشورهای در حال توسعه، باعث ایجاد نوساناتی در مصرف می‌شود. در نهایت برخی وقایع و شواهد بیانگر این است که نوع حکومت به طور کمّی و کیفی اثر قابل توجهی بر هر دو رابطه ذکر شده در بالا در کشورهای در حال توسعه دارد (Prasad et al., 2003).

ترابی و محمدزاده اصل (۲۰۰۷) با تحلیل نقش جهانی شدن در جذب سرمایه خارجی و رشد اقتصادی به وجود رابطه مثبت بین جریان FDI و FPI با رشد اقتصادی در کشورهای با درجه بالاتری از جهانی شدن، رسیده‌اند. همچنین عوامل موثر و مهّم بر رشد اقتصادی در کشورهای با درجه پایین‌تر جهانی شدن را عوامل ساختاری، سیاستی و شاخص‌های جهانی شدن برای جذب سرمایه دانسته‌اند. همچنین مطالعات دیگر به شناسایی تأثیر FDI و آزادی اقتصادی در کشورهای مختلف پرداخته و عوامل موثر و مثبت بر رشد اقتصادی در این کشورها را FDI، سرمایه‌گذاری داخلی، شاخص کل آزادی اقتصادی و دو جزء از اجزای آزادی اقتصادی (شامل ساختار قضایی و امنیت حقوق مالکیت، قوانین و مقررات کسب و کار و اعتبارات) دانسته‌اند (Torabi & Mohammadzadeh Asl, 2007).

علاوه‌براین چیریلا-دانچیو (۲۰۱۳) با بررسی تعامل جهانی شدن و FDI به این نتیجه رسیده است که توازن قدرت اقتصادی باعث تغییر در اقتصاد جهانی شده و کشورهای دارای ساختار صنعتی ثابت و پایدار نسبت به دیگر کشورها، دارای برتری در این زمینه هستند (Chirila – Donciu, 2013). رمضان و کیانی (۲۰۱۲) با بررسی رابطه بین FDI، باز بودن تجاری و رشد تولید حقیقی با استفاده از روش الگو تصحیح خطا برای کشور پاکستان، به رابطه مثبت بین FDI با باز بودن تجاری و رشد تولید حقیقی رسیده‌اند (Ramzan & Kiani, 2012). بایر (۲۰۱۴) به بررسی توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشورهای آسیایی در حال توسعه و با استفاده از روش رگرسیون داده‌های تابلوئی پرداخته و به این نتیجه رسیده است که رابطه‌ای مستقیم بین توسعه‌یافتگی بخش بانکی و بازار سهام با میزان رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه وجود دارد (Bayar, 2014).

به طور کلی وجه تمایز مطالعه حال حاضر نسبت به دیگر مطالعات انجام شده به صورت در نظر گرفتن تعامل بین انواع جریان‌های بین‌المللی سرمایه (سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و جریان سرمایه‌گذاری پرتفوی) و رشد اقتصادی است که تقریباً در کمتر مطالعه‌ای به صورت همزمان به این مسأله پرداخته شده است. از طرف دیگر در الگوسازی سعی شده است که از مباحث نظری با دقت بالایی استفاده شود. علاوه‌براین از نظر روش برآورد الگو نیز، از روش معادلات همزمان در فضای داده‌های تابلویی استفاده شده است.

۳- الگو، متغیرها و روش پژوهش

بر اساس مبانی نظری ذکر شده در مورد رشد اقتصادی می‌توان گفت متغیرهای سرمایه، نیروی کار و عوامل اثرگذار بر آن‌ها از اجزای اصلی رشد هستند. همچنین بر طبق الگوهای رشد درونزا مانند الگوهای رشد رومر و لوکاس می‌توان از متغیرهایی همچون سرمایه انسانی، انباره سرمایه کل (دانش کل) و دیگر عوامل موثر بر این متغیرها به عنوان عوامل اثرگذار بر رشد اقتصادی یاد کرد.

از آنجا که هدف از این مقاله ارزیابی تعامل بین جریان‌های بین‌المللی سرمایه و رشد اقتصادی است، تولید را می‌توان به صورت زیر تعریف کرد:

$$Y = f\left(FDI, FPI, X\right) \quad (۷)$$

که در این رابطه Y تولید ناخالص داخلی، FDI سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، FPI سرمایه‌گذاری در پورتفوی و X نیز برداری از متغیرهای کنترل است.

همچنین برای بررسی تعامل رشد ارائه شده با جریان‌های بین‌المللی سرمایه و بر اساس مبانی نظری ذکر شده، این جریان‌ها به صورت دو تابع مجزا در غالب روابط (۸) و (۹) قابل نشان دادن است:

$$FDI = g\left(Y, FPI, Z\right) \quad (۸)$$

$$FPI = h\left(Y, FDI, W\right) \quad (۹)$$

که در این روابط Z و W به ترتیب بردار متغیرهای کنترل اثرگذار بر FDI و FPI هستند.

بر اساس ادبیات نظری موجود در زمینه رشد اقتصادی، بردار X ارائه شده در معادله (۷) شامل نرخ تورم (Inf)، نرخ ارز حقیقی (RER)، میزان اعتبار اعطایی به بخش خصوصی (DC)، نرخ رشد جمعیت کشور (POP) به عنوان نماینده‌ای از نیروی کار و میزان انباشت سرمایه ثابت (FCF) است. همچنین بردار Z شامل میزان انباشت سرمایه ثابت (FCF)، نرخ ارز حقیقی (*RER*)، اختلاف نرخ بهره سرمایه‌گذاری هر کشور نسبت به نرخ بهره جهانی (ID) و جمعیت کشور (POP) است. در نهایت بردار W نیز در برگیرنده نرخ تورم (Inf)، اختلاف نرخ بهره سرمایه‌گذاری هر کشور نسبت به نرخ بهره جهانی (ID)، شاخص ریسک (RVA)، شاخص عمق مالی (FD) و میزان کاربران اینترنت (IU) به عنوان شاخصی از تکنولوژی ارتباطات است.

در این صورت الگوی معادلات همزمان برای در نظر گرفتن تعامل بین این سه متغیر با تکیه بر مبانی نظری و شرایط خاص کشورهای نوظهور و عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی D8 به صورت روابط (۱۰)، (۱۱) و (۱۲) است:

$$GR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LnFDI_{it} + \alpha_2 LnFPI_{it} + \alpha_3 Inf_{it} + \alpha_4 LnRER_{it} + \alpha_5 LnDC_{it} + \alpha_6 POP_{it} + \alpha_7 LnFCF_{it} + U_{1it} \quad (۱۰)$$

$$LnFDI_{it} = \beta_0 + \beta_1 GR_{it} + \beta_2 LnFPI_{it} + \beta_3 LnFCF_{it} + \beta_4 LnRER_{it} + \beta_5 ID_{it} + \beta_6 POP_{it} + U_{2it} \quad (۱۱)$$

$$LnFPI_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 GR_{it} + \gamma_2 LnFDI_{it} + \gamma_3 Inf_{it} + \gamma_4 LnRER_{it} + \gamma_5 RVA_{it} + \gamma_6 ID_{it} + \gamma_7 FD_{it} + \gamma_8 IU_{it} + U_{3it} \quad (۱۲)$$

که در این رابطه GR تغییرات مربوط به تولید ناخالص داخلی یا به عبارت دیگر نرخ رشد اقتصادی است.

۱-۳- متغیرها

تولید ناخالص داخلی: در اکثر مطالعات تجربی در زمینه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی همانند گرسیک و بابیک (۲۰۰۳) و گزارشات سازمان‌هایی همچون کنفرانس تجارت و توسعه ملل متحد، رشد تولید ناخالص داخلی در یک کشور باعث گرایش سرمایه‌گذاری‌های خارجی به آن کشور می‌گردد (Grcic & Babic, 2003). همچنین آگاروال (۱۹۸۰) معتقد بود اندازه بازار یک کشور به خصوص کشورهای در حال توسعه، محبوب‌ترین انگیزه سرمایه‌گذاران خارجی برای سرمایه‌گذاری در آن کشور است (Agarwal, 1980).

رشد جمعیت: این فاکتور نیز به علت تأثیری که بر اندازه کشور و بازار می‌گذارد، یکی دیگر از شاخص‌های تأثیرگذار بر میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است. اقتصاددانانی همچون شیندر و فری (۲۰۰۳) ، تیلور (۲۰۰۲) و نان‌کمپ (۲۰۰۲) از شاخص رشد جمعیت در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی استفاده کرده‌اند (Schneider & Frey, 2003; Taylor, 2002; Nunnenkamp, 2002). همچنین نان کمپ (۲۰۰۲) معتقد بود رابطه بین رشد جمعیت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیشتر و تأثیرگذارتر از رابطه بین رشد تولید با سرمایه‌گذاری است. همچنین با توجه به مبانی نظری الگوهای رشد رومر و لوکاس، می‌توان سرمایه انسانی را به عنوان شاخصی از موجودی نیروی کار دانست؛ چرا که با انباشت انباره دانش یا به عبارت دیگر افزایش میزان تجربه نیروی کار، تولید به دلیل مولدتر شدن نیروی کار افزایش و به رشد بیشتر منجر می گردد.

نرخ تورم: این شاخص برای سرمایه‌گذاران خارجی علاوه بر یک تعیین کننده مزیت مکانی، ثبات اقتصادی در سطح کلان و میزان ریسک، تعیین‌کننده میزان باز بودن اقتصاد و بدهی خارجی یک کشور نیز است، بنابراین می‌توان گفت ثبات نرخ تورم و پایین بودن سطح آن، باعث جذب بیشتر سرمایه‌گذاری خارجی شده و یک رابطه معکوس بین این دو برقرار است.

نرخ بهره: به طور کلی یکی از عوامل اثرگذار بر میزان سرمایه‌گذاری در هر اقتصادی نرخ بهره است و نقش مهمی در جذب منابع خارجی می‌تواند داشته باشد. همچنین در رابطه با نرخ بهره می‌توان گفت بالا بودن این نرخ با افزایش نرخ بازده سرمایه‌گذاری و بر طبق نظریه مدرن پرتفوی، می‌تواند تأثیر مثبتی بر روی حجم سرمایه‌گذاری داشته باشد.

نرخ ارز حقیقی: نوسانات و بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی می‌تواند از طریق افزایش نااطمینانی سرمایه‌گذاران بر آینده سرمایه‌گذاری و جلوگیری از عدم تخصیص بهینه موجودی سرمایه، باعث کاهش میزان سرمایه‌گذاری شود. همچنین نوسانات مکرر نرخ ارز حقیقی می‌تواند با تحت تأثیر قرار دادن قدرت رقابت‌پذیری کشور، ارزش کالاها، خدمات و در نهایت حجم تجارت و حجم ورود و خروج جریانات سرمایه را کاسته و بر تولیدات و رشد تأثیر منفی بگذارد. از آنجایی که رفتار نرخ ارز حقیقی نتیجه ارتباط بین سیاست‌های ارزی و عملکرد متغیرهای اساسی اقتصادی است، به دلیل سیاست‌هایی که نظام ارزی کشور باعث تنظیم نامناسب نرخ ارز حقیقی می‌شود، انحراف‌های آن باعث

اختلال در برآورد هزینه سرمایه‌گذاری شده، عوامل تولید را به سمت تولید محصولات غیرقابل مبادله سوق داده و باعث انتقال منابع به بخش غیرتجاری و تخصیص آن‌ها به فعالیت‌های غیرقابل مبادله‌ای می‌شود. افزایش نااطمینانی و تشویق افراد، بانک‌ها و صنایع به سفته‌بازی از اثرات انحراف نرخ ارز حقیقی بر بازارهای مالی است که از این طریق رشد اقتصادی نیز متاثر می‌شود (Dv Mark & Shabsy, 1999).

همچنین بنابر دیدگاه‌های طرف تقاضای اقتصاد کلان و مطالعات اقتصاددانانی مانند میشکین (۱۹۹۵)، افزایش و رشد نرخ ارز با کاهش ارزش پول داخلی باعث ایجاد صادرات بیشتر و واردات کمتر گشته و از این طریق بر رشد اقتصادی کشورها تأثیر مثبت می‌گذارد. از سوی دیگر بنابر دیدگاه‌های طرف عرضه اقتصاد کلان، افزایش نرخ ارز از طریق افزایش هزینه مواد اولیه وارداتی باعث افزایش هزینه‌های تولید گشته و از این طریق مانع از افزایش تولید و رشد اقتصادی می‌گردد. در نهایت می‌توان گفت که رشد نرخ ارز می‌تواند بسته به شرایط کلان اقتصادی کشورها بر رشد تأثیر مثبت و یا منفی داشته باشد (Mishkin, 1995).

عمق مالی: در رابطه با اثر عمق مالی بر فعالیت‌های سرمایه‌گذاری و موجودی سرمایه، دو دیدگاه مطرح شده است. دیدگاه اول که دیدگاه طرف تقاضا نیز خوانده می‌شود، دلیل ایجاد عمق مالی را رشد اقتصادی می‌داند و دیدگاه دوم یا دیدگاه طرف عرضه، دلیل رشد اقتصادی را عمق مالی می‌داند. در مورد ارتباط بین عمق مالی و رشد اقتصادی، لوین (۱۹۹۷) از دیدگاه عرضه به این مساله پرداخته است و بیان می‌کند توسعه و افزایش عمق مالی از طریق کاهش هزینه‌ها به توسعه بخش مالی (بازارهای مالی و واسطه‌گری‌ها) منجر شده و با ایجاد اثرات مثبتی همچون انتقال پس‌اندازها، سهولت تجارت، تسهیل کنترل و مدیریت ریسک، تخصیص منابع و اعمال کنترل شرکتی، باعث تقویت موجودی سرمایه و تکنولوژی شده و در نهایت رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد (Levine, 1997). با این وجود مطالعاتی از قبیل سواری و همکاران (۱۳۹۹) نشان می‌دهند که توسعه مالی اثر منفی بر رشد اقتصادی در اقتصاد ایران داشته است (Savari, Fatrus, Haji & Najafizadeh, 2020).

زیرساخت‌ها: همان طور که در قسمت‌های پیشین این مطالعه بیان شد، طبق مطالعات انجام شده در زمینه زیرساخت‌ها همانند بوتریک و همکاران (۲۰۰۶)، اسیدو و صالحی اصفهانی (۲۰۰۳) و دیزدارویک و اگوست (۲۰۰۵)، از شاخص‌هایی که می‌تواند میزان زیرساخت‌های یک کشور را محاسبه کند، کاربران اینترنت، مشترکین تلفن همراه و متراژ جاده‌های آسفالت شده در کشور را می‌توان نام برد که هر سه مورد ذکر شده دارای یک رابطه مثبت با میزان جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی هستند.

عامل ریسک: در رابطه با ارتباط بین ریسک و سرمایه‌گذاری باید گفت در محیط‌های سرمایه‌گذاری همواره اجتناب از ریسک و گرایش به سمت سود و بازده بیشتر، یک اصل و عملکرد عقلایی بوده است؛ زیرا یک سرمایه‌گذار دارای رفتار عقلایی، نسبت به محیط‌های مطمئن و دارای ریسک کمتر گرایش بیشتری داشته و از محیط‌های دارای ریسک و شرایط عدم اصمینان گریزان است. بر طبق نظریه مدرن پرتفوی[19]، از آنجا که ریسک و خطر با شدت و درصدهای مختلف درتمامی فعالیت‌های سرمایه‌گذاری وجود دارند، سرمایه‌گذاران عقلایی و یا به اصطلاح ریسک‌گریز با تجزیه و تحلیل شرایط ریسک و بازده فعالیت‌های مالی، سرمایه خود را به فعالیت دارای بیشترین بازده و کمترین ریسک، تخصیص می دهند. از آنجا که ریسک مربوط به سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت به دلیل غیرقابل پیش‌بینی بودن تغییرات قوانین و محدودیت‌های سرمایه‌گذاری مانند مالیات بر سود، جریانات سیاسی و ... در یک بازه زمانی طولانی به راحتی قابل محاسبه نیست، عامل ریسک در سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت بیشتر مورد توجه قرار گرفته و در این مقاله به عنوان یک متغیر برای سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت در نظر گرفته شده است.

در نهایت، متغیرهای مورد استفاده در الگو، نماد، تعریف و منبع آن‌ها در جدول ۱ زیر ارائه شده است.

[19] Modern Portfolio Theory

جدول ۱. اطلاعات مربوط به متغیرهای الگو
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Table 1. Information of Model's Variables
Source: Research Findings

نام متغیر	نماد در الگو	توصیف متغیر	منبع
نرخ رشد اقتصادی	GR	تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی	WDI (2015)
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	FDI	جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	WDI (2015)
سرمایه‌گذاری خارجی در پرتفوی	FPI	تراز حساب مالی	IMF (2015), بانک مرکزی
نرخ تورم	Inf	درصد تغییر در شاخص قیمتی مصرف کننده	WDI (2015)
نرخ ارز حقیقی	RER	نرخ ارز اسمی ضربدر نسبت شاخص‌های قیمت خارج به داخل	WDI (2015)
تشکیل سرمایه ثابت	FCF	تشکیل سرمایه ناخالص ثابت	WDI (2015)
ریسک	R	شاخص‌های ریسک ارائه شده توسط سازمان خدمات ریسک سیاسی	PRS (2014)
جمعیت	PoP	جمعیت کل کشور	WDI (2015)
کاربران اینترنت	IU	تعداد کاربران اینترنت در هر ۱۰۰ نفر	WDI (2015)
عمق مالی	FD	تقسیم مقدار پول و شبه پول بر تولید ناخالص داخلی	WDI (2015)
اختلاف نرخ بهره	ID	نرخ بهره حقیقی منهای نرخ بهره بین بانکی لیبور	ICE (2014)

۴- نتایج تجربی

در این قسمت از مطالعه سعی خواهد شد که الگوهای ارائه شده برای رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) و سرمایه‌گذاری پرتفوی خارجی (FPI) در قسمت قبل برای کشورهای D8 طی دوره ۲۱۵-۱۹۹۵ مورد برازش قرار گیرد. برای این منظور از نرم افزار Stata14 و از روش تخمین معادلات همزمان در فضای داده‌های تابلویی استفاده شده است. این نتایج در جدول ۲ ارائه شده است، به گونه‌ای که نتایج در قالب سه ستون برای هر یک از الگوهای رشد، FDI و FPI مطرح شده است. علاوه‌براین در قسمت پایینی جدول نیز نتایج مربوط به آزمون‌های تشخیصی ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج حاصل از برآورد الگوی معادلات همزمان
مأخذ: محاسبات پژوهش

Table 2. The Estimated Results of Simultaneous Equations Model
Source: Research Results

نام متغیر	الگوی رشد	الگوی FDI	الگوی FPI
رشد اقتصادی	-	۰/۳۰*** [۰/۱۱]	۰/۴۹* [۰/۲۹]
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	۲/۴۸*** [۰/۵۴]	-	-۳/۶۹* [۲]
سرمایه‌گذاری پرتفوی خارجی	۲/۰۷*** [۰/۷۲]	-۰/۶۴*** [۰/۲۵]	-
نرخ تورم	-۰/۰۶** [۰/۰۴]	-	-۰/۱۳ [۰/۱]
نرخ ارز حقیقی	-۰/۳۶*** [۰/۱۸]	۰/۱۱** [۰/۰۶]	-

اعتبار اعطایی به بخش خصوصی		۰/۰۰۹ [۰/۰۱]	-	-
رشد جمعیت		۲/۷۰*** [۱/۰۳]	-۰/۷۷*** [۰/۲۹]	-
انباشت سرمایه ثابت		۰/۱۷*** [۰/۰۳]	-۰/۰۵*** [۰/۰۲]	-
اختلاف نرخ بهره داخل و خارج		-	۰/۰۲** [۰/۰۱]	۰/۱۹* [۰/۱۲]
ریسک سرمایه‌گذاری		-	-	۰/۰۷ [۰/۰۶]
میزان کاربران اینترنت		-	-	۰/۰۷* [۰/۰۴]
عمق مالی		-	-	-۰/۰۱ [۰/۰۲]
عرض از مبدا		-۴۰/۴۵*** [۱۸/۵۸]	۱۱/۰۳*** [۵/۰۴]	-۵/۳۲* [۳/۶۸]
تست‌های تشخیصی	RMSE	۶/۳۶	۲/۱۳	۴/۸۲
	Chi2	۴۲/۷۰ (۰/۰۰)	۱۶/۷۴ (۰/۰۱)	۱۰/۱۶ (۰/۱۸)
تعداد مشاهدات		۱۱۷		

نکته: *، ** و *** به ترتیب معناداری ضریب در سطح ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد را نشان می‌دهند. اعداد داخل کروشه انحراف معیار خطاها و داخل پرانتز، احتمال است.

در این قسمت با توجه به ضرایب ارائه شده در جدول ۲ به بررسی و تفسیر نتایج پرداخته می‌شود. در الگوی رشد اقتصادی، ضریب FDI مثبت و معنادار است و نشان می‌دهد که FDI به عنوان یکی از شاخص‌های جهانی شدن مالی برای رشد اقتصادی در کشورهای عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی D8 است. علاوه‌براین FPI دارای ضریب مثبت و معنادار است. این نتیجه نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری خارجی می‌تواند به عنوان فاکتور تعیین کننده برای نرخ رشد اقتصادی در این کشورها باشد. ضریب نرخ تورم منفی و معنادار است و این ضریب نشان از یک رابطه منفی بین افزایش سطح قیمت‌ها و رشد اقتصادی دارد و می‌توان گفت افزایش تورم با تأثیر منفی بر میزان سرمایه‌گذاری به دلیل افزایش مخارج و هزینه‌های آن، کاهش صادرات، قدرت بازاری و کارایی تولید باعث کاهش رشد اقتصادی می‌گردد. همچنین ضریب نرخ ارز حقیقی منفی و معنادار است و بر این اساس تغییر آن می‌تواند با تحت تأثیر قرار دادن قدرت رقابت‌پذیری کشور، ارزش کالاها، خدمات و حجم تجارت از ورود و خروج جریانات سرمایه و کالا کاسته و بر تولیدات و رشد تأثیر منفی بگذارد. در نهایت ضرایب مربوط به رشد جمعیت و انباشت سرمایه ثابت، مثبت و معنادار است و مطابق با انتظارات نظری، افزایش جمعیت و انباشت سرمایه دو جزء اصلی محرک رشد اقتصادی هستند. با این وجود ضریب مربوط به اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی بر رشد اقتصادی در کشورهای مورد نظر اثر معنادار نداشته است و می‌تواند نشانی از انحراف منابع اعطایی باشد.

در مورد نتایج حاصل شده برای الگوی FDI، ضریب متغیر رشد اقتصادی مثبت و معنادار بوده است و می‌توان نتیجه گرفت که با افزایش سطح تولید و رشد اقتصادی در کشورهای مورد مطالعه ، FDI به دلیل نگرش مثبت سرمایه‌گذاران خارجی به اقتصاد این کشورها و آینده سرمایه‌گذاری خود، افزایش می‌یابد. در مورد متغیرهای FPI و انباشت سرمایه، ضرایب مربوط به این متغیرها منفی و معنادار است و با افزایش انباشت سرمایه‌گذاری خارجی در پرتفوی (FPI)، FDI کاهش یافته و یک نوع اثر جانشینی بین این دو جریان سرمایه با FDI در کشورهای D8 وجود دارد. ضریب نرخ ارز حقیقی منفی و معنادار است و افزایش در آن می‌تواند با افزایش نگرانی و ریسک مربوط به FDI در کشورهای D8 همراه باشد که باعث خروج سرمایه‌گذاری‌ها، بسته‌تر شدن اقتصاد و کاهش FDI گردد. همچنین ضریب رشد جمعیت منفی و معنادار است که با افزایش نیروی کار به دلیل پایین بودن شاخص توسعه انسانی در کشورهای در حال توسعه و از جمله کشورهای D8، تأثیر منفی بر FDI دارد. در نهایت ضریب اختلاف نرخ بهره سرمایه‌گذاری در داخل نسبت به خارج، مثبت و معنادار است و می‌توان نتیجه گرفت افزایش نرخ بهره داخلی هر کشور نسبت به نرخ بهره جهانی یا لیبور، باعث تمایل سرمایه‌گذاران به سرمایه‌گذاری در آن کشور جهت کسب سود بیشتر می‌گردد.

در الگوی FPI، ضریب رشد اقتصادی مثبت و معنادار است و نشان می‌دهد که رشد اقتصادی بر جذب این نوع سرمایه‌ها تعیین کننده است. با این وجود از آن جا که اغلب کشورهای D8 در حال توسعه هستند، دارای مشکلاتی از قبیل بوروکراسی پیچیده، ضعف مدیریت و در نتیجه ریسک بالاتر سرمایه‌گذاری بوده و این نوع سرمایه‌گذاری به دلیل ماهیت کوتاه‌مدت آن اغلب در کشورهای توسعه یافته و امن صورت می‌گیرد. همچنین ضریب متغیر مربوط به FDI، منفی و معنادار است و مجدداً نشان دهنده جانشینی بین این دو نوع سرمایه‌گذاری است و بیان می‌کند کشورهایی که جذب FDI بیشتری داشته‌اند، کمتر به سمت جذب این نوع سرمایه‌های کوتاه‌مدت‌تر حرکت می‌کنند. ضریب نرخ تورم در الگوی FPI همانند الگوی FDI، معنادار و منفی است و این ضریب نشانگر صادق بودن این فرضیه است که همراه با افزایش تورم، نااطمینانی در کشورهای عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی D8 نیز افزایش می‌یابد و روند جذب FPI را کاهش می‌دهد. همچنین ضریب میزان کاربران اینترنت مثبت است و این متغیر به عنوان شاخص سنجش میزان پیشرفت تکنولوژی نشان می‌دهد که افزایش تکنولوژی در کشورهای D8 باعث افزایش اطمینان سرمایه‌گذاران در این کشورها می‌شود. با این وجود سایر متغیرهای توضیحی در نظر گرفته شده در الگوی FPI معنادار نیستند.

۵- نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات

هدف اصلی این مقاله ارزیابی تعامل بین پدیده جهانی شدن مالی و رشد اقتصادی در قالب یک الگوی رشد درون‌زا و برای کشورهای نوظهور و عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی D8 در طی دوره ۲۰۱۵-۲۰۰۰، با استفاده از تکنیک معادلات همزمان در چهارچوب الگوهای داده‌های تابلوئی بود. برای این منظور سعی شد که با استفاده از ادبیات نظری موجود، الگویی برای تعیین کننده‌های رشد اقتصادی، الگویی برای تعیین کننده‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) و در نهایت الگویی برای تعیین کننده‌های جریان سرمایه‌های پرتفوی خارجی (FPI) در کشورهای مورد نظر تصریح شود.

نتایج و یافته‌های این تحقیق وجود یک رابطه مثبت، بلندمدت و معنادار بین جریان‌های FDI و FPI با رشد اقتصادی را تأیید کرد و با توجه به مقادیر ضرایب مربوطه می‌توان نتیجه گرفت در بلندمدت FDI اثر بیشتری نسبت به FPI، بر روی رشد اقتصادی داشته است. همچنین نرخ رشد جمعیت و انباشت سرمایه ثابت اثر مثبت، ولی نرخ ارز حقیقی و نرخ تورم اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته‌اند.

در الگوی تخمینی برای FDI، رشد اقتصادی، نرخ ارز حقیقی و اختلاف نرخ بهره داخلی و خارجی اثر مثبت بر این متغیر داشته‌اند، در حالی که علامت ضریب متغیرهای FPI، رشد جمعیت و انباشت سرمایه ثابت منفی است و نتایج نشان از جانشینی بین انواع جریان‌های سرمایه دارد. در نهایت در الگوی FPI، ضریب دو متغیر نرخ رشد اقتصادی و میزان کاربران اینترنت مثبت و ضریب متغیرهای FDI و نرخ تورم منفی است.

به عنوان توصیه سیاستی، پیشنهاد می‌گردد سیاست‌گذاران توجه ویژه‌ای به جریان‌های سرمایه‌گذاری خارجی به ویژه FDI داشته و با بکارگیری سیاست‌های لازم جهت بهبود فرآیند جذب این جریان‌ها از جمله گسترش ساختارها و ظرفیت‌های کشور، به ایجاد رشد اقتصادی پایدار کمک نمایند. این در حالی است که افزایش نرخ تورم و نرخ ارز حقیقی، می‌تواند مزیت‌های رقابتی کشورهای در حال توسعه در زمینه جذب جریان‌های سرمایه بین‌المللی را خنثی کند و باید سیاست‌های مدیریت اقتصاد کلان را در الویت قرار داد. علاوه‌براین کشورهای فوق باید سعی کنند که از منافع مثبت سرمایه‌گذاری‌ها در پرتفوی بهره برده و با تمهیدات برنامه‌ریزی شده، آثار سوء این نوع از سرمایه‌گذاری‌ها را که غالباً کوتاه‌مدت و فرار هستند را حداقل کنند.

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.

تضاد منافع: نویسنده مقاله اعلام می‌کند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.

Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.

منابع مالی: نویسنده (ها) هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده اند.

Funding: The author(s) received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Reference

Agarwal, J.P. (1980). Determinants of foreign direct investment: a survey. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 106, 739–77.

Asiedu, E. & Salehi Esfahani, H. (2003). The Determinants of Foreign Direct Investment Employment Restrictions. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=835345 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.835345.

Bayar Y. (2014), Financial Development and Economic Growth in Emerging Asian Countries, *Asian Social Science*, *10*(9), 1-17.

Bekaert, G. & Harvey, C. R. (1995), Time-varying World Market Integration, *Journal of Finance*, *50*, 403-444.

Bekaert, G. & Harvey, C. R. (2000), Foreign Speculators and Emerging Equity Markets, *Journal of Finance*, *55*, 565-614.

Botric, V., Sisinacki, J. & Skuflic, L. (2006), Road Infrastructure and Regional Development: An Evidence From Croatia, ERSA conference papers ersa06p88, European Regional Science Association. Available at: https://ideas.repec.org/p/wiw/wiwrsa/ersa06p88.html

Chirila–Donciu E. (2013), Globalization and Foreign Direct Investments. *CES Working Papers*, *5*(2), 177-186.

Vlahinić-Dizdarević, N., & Biljan-August, M. (2005, May). FDI performance and determinants in southeast European countries: evidence from cross-country data. In *th International Conference on Enterprise in Transition, May* (pp. 26-27).[Online] Available: http://bib.irb.hr/prikazi-rad?&lang=en&rad=203502.

Dunning, J.H. (1994), Multinational enterprises and the globalization of innovatory capacity, *Research Policy*, *23*(1), 67-88.

Durham, B.J. (2004), Absorptive Capacity and the Effects of Foreign Direct Investment and Equity Foreign Portfolio Investment on Economic Growth, *European Economic Review 48*(2), 285-306.

Grčić, B., & Babić, Z. (2003). The determinants of FDI: evaluation of transition countries attractiveness for foreign investors. In *5th International Conference Enterprise in Transition. Tučepi*.

Jensen, M.C. & Meckling, W.H. (1978). Can the Corporation Survive? *Financial Analysts Journal*, *34*(1), 31-37.

Levine, R. (1997), Financial development and economic growth: Views and agenda, *Journal of Economic Literature*, *35*(2), 688-726.

Loree, D.W. & Guisinger, S.E. (1995), Policy and Non-Policy Determinants of U.S. Equity Foreign Direct Investment, *Journal of International Business Studies*, *26*(2), 281–299.

Lucas, R.E. (1988), On The Mechanics of Economic Development, *Journal of Monetary Economics*, *22*, 3-42.

Mishkin, F.S. (1996), The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy, NBER Working Papers 5464, *National Bureau of Economic Research*, Inc. Available: https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/5464.html

Morisset, J. (2000), Foreign Direct Investment in Africa : Policies Also Matter, *Policy Research Working Paper*; No. 2481. World Bank, Washington, DC. © World Bank.

Nunnenkamp, P. (2002). Determinants of FDI in Developing Countries: Has Globalization Changed the Rules of Game? *Kiel Working paper* No. 1122, Keil Institute of World Economics,Germany. [Online] Available: http://www.ifw-members.ifw-kiel.de/publications/de... the-game/kap1122.pdf

Prasad, E., Rogoff, K., Wei, S.J. & Kose, M.A. (2003), Effect of Financial Globalization on Developing Countries, Some Empirical Evidence, *IMF Occasional Paper* 220 (Washington, International Monetary Fund).

Ramazan D. & Kiani A. K. (2012), Analyzing the Relationship between FDI, Trade Openness and Real output Growth: An ECM Application for Pakistan, *International Journal of Basic and Applied Science*, *1*(2), 813-819.

Romer, P.M. (1986), Increasing Returns and Long-Run Growth, *The Journal of Political Economy*, *94*(5), 1002-1037.

Savari, A., Fatrus, M., Haji, G., & Najafizadeh, A. (2020). Asymmetric analysis of the effect of energy consumption and financial development on economic growth in Iran: Application of nonlinear ARDL method. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 17(3), 69-90. doi: 10.22055/jqe.2019.28107.2012

Schneider, F., & Frey, B. S. (1985). Economic and political determinants of foreign direct investment. *World Development, 13*, 161–175. http://dx.doi.org/10.1016/0305-750X(85)90002-6.

Shakeri, A. (2011), *Macroeconomics*, Rafe Press [In Persian].

Torabi, T. & Mohammadzadeh Asl, N. (2010). Analyzing the Role of Globalization in Attracting Foreign Investment and Affecting the Economic Growth, *Journal of Economic Research*, *10*(2), 217-240. Avalable at: https://joer.atu.ac.ir/article_2775.html?lang=en [In Persian].

Taylor, C. T. (2000). The Impact of Host Country Government Policy on US Multinational Investment Decisions. *World Economy*, *23*(5), 635-647. EBSCOhost. http://dx.doi.org/10.1111/1467-9701.00294.

UNCTAD (2015), World Investment Report. PDF.

Wheeler, D. & Mody, A. (1992), International Investment Location Decisions: the Case of Us Firms, *Journal of International Economics*, *33*(1-2), 54 – 76.

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)

صفحه ی اصلی وب سایت مجله: www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

بررسی تاثیر انتظارات تورمی بر مصرف در ایران: انتظارات تطبیقی در برابر عقلایی (رهیافت کالمن فیلتر)

محمدرضا منجذب * و مهرنوش علیمردانی **

* دانشیار اقتصاد، گروه آموزشی اقتصاد امور عمومی، دانشکده ی اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول).
** فارغ التحصیل کارشناسی ارشد، گروه آموزشی اقتصاد امور عمومی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱ مرداد ۱۳۹۷
تاریخ بازنگری: ۲۵ بهمن ۱۳۹۹
تاریخ پذیرش: ۳۰ بهمن ۱۳۹۹
انتشار آنلاین از تاریخ ۳۰ بهمن ۱۳۹۹

طبقه‌بندی JEL: C5،E31،P24 ،D12،D84

واژگان کلیدی:
انتظارات تورمی، انتظارات تطبیقی، انتظارات عقلایی، درآمد، مصرف

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: dr_monjazeb@yahoo.com
0000-0002-8696-610X
آدرس پستی: تهران، خیابان طالقانی شماره ۲۲، منطقه ۷، تهران، استان تهران، کدپستی ۱۵۶۳۶۶۶۴۱۱، ایران.

چکیده

رشد مداوم سطح عمومي قيمت ها در ايران، حاكي از روند افزايش كلي قيمت ها است. پويايي تورم كوتاه مدت و تعامل ادواري با متغيرهاي واقعي اقتصادي، يک مسأله محوري در اقتصاد كلان و تجزيه و تحليل سياست هاي پولي است. با توجه به اهمیت انتظارات تورمی، این مطالعه به بررسی چگونگی شکل گیری آن با در نظر گرفتن انتظارات تورمی تطبیقی و عقلایی می پردازد. ازآن جایی که ارتباط بین انتظارات تورمی و مصرف کاربرد مهمی در تعیین سیاست های اقتصادی دارد، این ارتباط طی دوره زمانی ۱۳۶۷:۱ الی ۱۳۹۵:۴ با در نظر گرفتن لگاریتم مصرف، لگاریتم درآمد و لگاریتم تورم به عنوان متغیرهای تحقیق بررسی می شود. از آنجا که در میان مدل‌های مختلف مصرف، فریدمن در وارد نمودن نقش انتظارات به نظریه مصرف نقش مهمی داشته از تئوری وی در مدل استفاده شده است. به منظور مدل سازی متغیرهای غیرقابل مشاهده همچون انتظارات تورمی عقلایی از مدل های فضا-حالت که این امکان را به وجود می‌آورند که متغیرهای مشاهده نشده، هم در تخمین مدل مورداستفاده قرار گیرند و هم اینکه بتوان آن‌ها را در مدل تخمین زد استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می دهد که در اقتصاد ایران تاثیر انتظارات تورمی عقلایی در بلندمدت بر مصرف مثبت و معنی دار بوده؛ بدین صورت که با یک درصد افزایش در سطح تورم انتظاری حدود ۶ درصد میزان مصرف افزایش خواهد یافت اما در کوتاه مدت رابطه معنی داری میان انتظارات عقلایی و مصرف وجود ندارد. تاثیر انتظارات تورمی تطبیقی بر مصرف نیز مثبت و معنی دار تخمین زده شده است؛ بدین صورت که یک درصد افزایش تورم انتظاری تطبیقی منجر به افزایش مصرف به میزان ۲ درصد خواهد شد.در مورد تورم انتظاری تطبیقی وجود رابطه مثبت میان تورم انتظاری و مصرف تایید می‌شود، به گونه‌ای که کشش مصرف نسبت به تورم انتظاری ۲ درصد است. به بیانی دیگر یک درصد افزایش تورم انتظاری تطبیقی منجر به افزایش مصرف به میزان ۲ درصد خواهد شد.

ارجاع به مقاله:
منجذب، محمدرضا و علیمردانی، مهرنوش. (۱۴۰۰). بررسی تاثیر انتظارات تورمی بر مصرف در ایران: انتظارات تطبیقی در برابر عقلایی (رهیافت کالمن فیلتر). *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، *۱۸* (۲)، ۲۷-۴۲.
10.22055/jqe.2021.26608.1914

© 2021 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

تورم از معضلات اقتصادي ایران طی سه دهه اخیر و ارقام اعلام‌شده حاکی از وجود تورم بالا در حیات اقتصادی ایران بوده است. ازآنجاکه بر اساس مطالعات، تورم در ایران دارای سکون (اینرسی) بالایی است پس نسبت به تغییرات پیش‌بینی‌نشده در اقتصاد، تطبیق آهسته ای انجام می دهد. در این شرایط، مقادیر گذشته یا انتظارات گذشته درباره ی مقدار جاری، تأثیر مستقیم بر مقدار جاری تورم دارد. انتظارات افراد درباره رفتارهای آتی متغیرهای اقتصادی، نقش مؤثری بر عملکرد آن متغیرها می تواند داشته باشد، بنابراین مطالعه چگونگی شکل گیری انتظارات عوامل اقتصادی دارای اهمیت ویژه ای است. در این راستا نقش و تاثیر انتظارات تورمی بر مصرف یکی از مباحث پر اهمیت اقتصاد کلان قابل طرح و بررسی است (Burke & Ozdagli ,2013).

در میان اصلی ترین و مهم‌ترین عوامل به وجود آورنده تورم یعنی افزایش کسری بودجه دولت، افزایش حجم نقدینگی، افزایش نرخ ارز، کاهش رشد اقتصادی و وجود انتظارات تورمی؛ لازم است که نقش بیش تری برای پدیده انتظارات تورمی قائل باشیم، چراکه یکی از مهم‌ترین عوامل تشدید تورم و تلاطم قیمت ها است. به عبارتی در هر بسته سیاستی برای کنترل تورم باید انتظارات تورمی را پررنگ تر دید زیرا چنانچه انتظارات تورمی در جامعه شکل گیرد موجب افزایش هم‌زمان تقاضا و کاهش عرضه می شود و به‌این‌ترتیب موجب تشدید افزایش قیمت ها خواهد شد و به دلیل تصور افزایش قیمت ها در آینده پول نقش و اهمیت خود را از دست می دهد و تب خرید بالا می رود و به دنبال آن خریدوفروش حالت غیرمنطقی به خود گرفته و مصرف دچار تغییرات اساسی خواهد شد، ازآن جایی‌که ارتباط بین انتظارات تورمی و مصرف نیز کاربرد مهمی در تعیین سیاست های پولی دارد در این تحقیق به بررسی تأثیر انتظارات تورمی تطبیقی و عقلایی بر مصرف به‌عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی پرداخته می شود و این فرضیه که آیا در اقتصاد ایران افزایش انتظارات تورمی باعث افزایش مصرف می‌شود یا خیر مورد بررسی قرار می گیرد، آن چه این تحقیق را از تحقیق های گذشته متمایز می نماید محاسبه انتظارات عقلایی بر مبنای مدل های فضا-حالت بوده زیرا فضای حالت در پاسخ به این سوال و این واقعیت بیرونی است که چرا آینده دقیقا مثل گذشته نیست که این بر مبنای انتقاد لوکاس (برنده جایزه نوبل اقتصاد و رهبر مکتب انتظارات عقلایی) توجیه میشود. این سوال برگرفته از بی نهایت مشاهده ما از جهان خارج و واقعیت بیرونی است. سپس در پاسخ به این سوال مدل های فضا حالت معرفی شده اند. کار این مدل ها تولید داده ها بر اساس این مشاهده (عدم شباهت دقیق آینده به گذشته) است.

ادامه تحقیق به ترتیب شامل مباحث مبانی نظری، مروری بر مطالعات انجام شده، روش تحقیق، نتایج برآورد مدل انتظارات تورمی در اقتصاد ایران، و نهایتا جمع بندی است.

۲- مبانی نظری

۲-۱- تابع مصرف

رابطه بین مصرف و عوامل مختلف (متغیرها) تابع مصرف نامیده می‌شود. درآمد مهم‌ترین متغیر تابع مصرف است؛ اما درآمد، یک واژه کلی است و می‌توان برداشت‌های متفاوتی از آن داشت؛ به‌عبارت‌دیگر درآمد را می‌توان به‌صورت درآمد مطلق، دائمی، نسبی، در طول زندگی و ... تعبیر نمود که با توجه به هریک از این تعبیرها، نظریات متفاوتی ارائه می‌شود. مشهورترین نظریات مصرف به شرح زیر مرور می شود که وجه مشترک تمامی آنها تاثیر درآمد (به انحاء مختلف) بر مصرف است.

تابع و تئوری مصرف، تصویری عالی از نمونه مراحل توسعه دانش در علم اقتصاد را ارائه می‌دهد. این مراحل ابتدا با پیشرفت و کشف مهم مفهومی توسط کینز در سال۱۹۳۶ آغاز می‌شود و بعدازآن دانشمندانی مانند فریدمن، دوزنبری و مادیگلیانی، نظریه‌های دقیق‌تری از مصرف ارائه داده‌اند و برای مدت‌های طولانی رابطه مصرف با درآمد و مخارج مصرفی یک رابطه کلیدی در تحلیل‌های اقتصاد کلان به شمار می‌رفت.

کینز معتقد بود که عوامل مختلفی بر تصمیمات مصرف تأثیرگذار است؛ اما در کوتاه‌مدت مهم‌ترین عامل تأثیرگذار، درآمد است. کینز براین باور بود که نرخ بهره در این خصوص، نقشی نخواهد داشت. این دیدگاه، برخلاف نظریات کلاسیک‌های قبل از وی بود؛ که اعتقاد داشتند نرخ بهره بالا، باعث افزایش پس‌انداز و کاهش مصرف می‌شود.

جیمز دوزنبری معتقد است فرد بعد از عادت کردن به یک سطح مصرف در مقابل کاهش آن مقاومت نشان می‌دهد و به‌سختی حاضر است از آن سطح مصرف بکاهد این روحیه را اثر چرخ‌دنده[1] می‌نامند. این نظریه چنین استدلال می‌کند که مصرف جاری نه‌تنها به درآمد جاری بلکه به درآمد گذشته نیز بستگی دارد و الگوی مصرفی افراد با توجه به حداکثر درآمد آنان شکل می‌گیرد.

فرضیه درآمد دائمی فریدمن، توسط فرانکو مودیگیلانی و ریچارد برامبرگ و مجدداً توسط آلبرت آندو و مودیگیلانی در سال با روش دیگری موردبررسی قرار گرفت. این نظریه معتقد است که علاوه بر تغییر موجودی ثروت خانوار که سطح مصرف خانوار را تحت تأثیر قرار می‌دهد، رفتار مصرفی و درآمدی مردم در طول عمر نیز در چگونگی آن مؤثر است (Nayebi, 2014).

۲-۲- تاثیر انتظارات تورمی بر مصرف در قالب روابط ریاضی

$$p_0 c_0 + \frac{1}{1+i} p_0 (1+\pi_e) c_{1e} = y_0 + \frac{1}{1+i} y_{1e} \quad (۱)$$

دو دوره زمانی حال و آینده را برای یک واحد مصرف از یک کالا در نظر می‌گیریم، قیمت فعلی کالا برابر با p_0 می‌باشد، π_0 بیانگر نرخ تورم انتظاری میان حال و آینده و قیمت مورد انتظار کالا در آینده برابر $p_0(1+\pi_0)$ می‌باشد، همچنین مصرف‌کننده مقدار مشخص درآمد اسمی که با y_0 بیان می‌شود را دریافت می‌کند که مقدار مورد انتظار آن در آینده برابر y_{1e} بوده که شامل پس‌اندازهای حاصل از دوره فعلی نمی‌شود. مصرف‌کننده می‌تواند پس‌انداز و قرض گرفتن را با نرخ بهره اسمی i انجام دهد. c_0 نیز بیانگر مصرف فعلی و c_{1e} مصرف برنامه‌ریزی شده در آینده می‌باشد که با توجه به مفروضات، محدودیت بودجه به صورت زیر نوشته می‌شود:

۳- مروری بر مطالعات انجام شده

باهدف شناخت روند شکل‌گیری انتظارات و ارتباط بین انتظارات تورمی و مصرف در اقتصاد ایران، به‌مرور مطالعات صورت گرفته در ارتباط با موضوع پرداخته و تعدادی از تحقیقات صورت گرفته در ایران و جهان که ارتباط بیش‌تری با موضوع دارد در این قسمت ذکر می‌گردد.

۳-۱- پیشینیه مطالعات خارجی

فیشر در بررسی‌های خود نشان می‌دهد که در بلندمدت رابطه مثبتی میان نرخ سود اسمی و نرخ تورم وجود دارد تا جایی که میزان نرخ سود اسمی، تقریباً بازتابی از روند تورمی است. رابطه مثبت میان نرخ سود اسمی و تورم مورد انتظار، یک نظریه کلاسیک منسوب به ایروینگ فیشر است که در ادبیات اقتصادی معروف به اثر فیشر است. هرچند این رابطه اولین بار توسط تورنتون در سال ۱۸۰۲ مطرح شد، اما بعدها در سال ۱۹۳۰ بود که توسط فیشر در کتاب معروف او (نظریه بهره) مطرح شد. اثر فیشر بیان می‌دارد که یک واحد افزایش در نرخ تورم انتظاری، نرخ بهره اسمی را یک واحد افزایش می‌دهد و نرخ بهره واقعی مورد انتظار ثابت می‌ماند.

$$I = r + \beta\mu \qquad \beta = 1 \quad (۲)$$

فیشر سپس بحث انتظارات را مطرح می‌کند، از نظر او فرض پیش‌بینی کامل و تطبیق انتظارات در کوتاه‌مدت بسیار ایده آل است و فرض واقعی‌تر این است که پیش‌بینی را تأخیری و انتظارات را در بلندمدت، تطبیقی بدانیم. فیشر بر این باور بود که مدت‌زمان زیادی نزدیک به ۳۰ سال طول می‌کشد تا اقتصاد با میزان تورم جدید تطبیق یابد اما خاطرنشان می‌کرد که با پیشرفت اقتصاد و در دنیای جدید، پیش‌بینی هرروز نسبت به گذشته کامل‌تر و تطبیق انتظارات سریع‌تر انجام می‌گیرد؛ بنابراین، در بلندمدت نرخ تورم انتظاری با نرخ تورم واقعی برابر خواهد بود (Fisher ,1930).

[1] Ratchet effect

آفتالیون با انتقاد از تئوری مقداری و نظریه درآمدی فون وایزر، تأثیر متغیرهای روانی را بر روی نرخ تورم مطرح ساخت. وی معتقد بود که علاوه بر حجم پول، متغیرهای انتظارات در مورد قیمت‌ها و عوامل اجتماعی و سیاسی نیز بر نرخ تورم مؤثر هستند. این اقتصاددان فرانسوی متذکر شد که هرگاه صاحبان درآمد، افزایش قیمت‌ها را در آینده پیش‌بینی کنند، پول‌های خود را به‌سرعت به کالا تبدیل می‌کنند و با افزایش تقاضای فعلی کالاها و خدمات باعث افزایش قیمت آن‌ها در زمان حال می‌شوند. از سوی دیگر تولیدکنندگان و بازرگانان نیز در مواقعی که انتظار افزایش قیمت‌ها را داشته باشند، به ذخیره انبار خود می‌افزایند و عرضه کالاها و خدمات خود را به آینده موکول می‌کنند که این موضوع نیز از طریق کاهش عرضه، تورم را دامن می‌زند (Aftalion ,1934).

رومر و رومر بیان می دارند که در موقعیت فعلی (زمانی که شدت رکود باعث شود که نرخ سیاستی بهینه بهره، پایین‌تر از مرز پایینی دامنه، یعنی صفر قرار گیرد)، افزایش اندکی در انتظارات تورمی می‌تواند کمک‌کننده باشد، این افزایش می‌تواند موجب کاهش هزینه‌های استقراض واقعی و نیز تشویق مصرف اقلامی همچون خودرو و تجهیزات کسب‌وکار گردد. در این استدلال، موقعیت فعلی به شرایطی اطلاق می‌شود که در آن نرخ سیاستی بهینه بهره پایین‌تر از مرز پایینی دامنه، یک محدودیت الزام‌آور به نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت مشاهده‌شده تحمیل می‌کند (Romer & Romer ,2013).

بورکه و اوزدگلی در یک بررسی، رفتار مصرفی برای کالاهای بادوام و بی‌دوام را تخمین زده و شاهدی مبنی برافزایش مصرف مصرف‌کنندگان در پاسخ به افزایش انتظارات تورمی آنان در مورد کالاهای بادوام مشاهده نکرده و حتی کاهش نیز مشاهده شده است و در بسیاری از مدل‌ها، اثرات تخمینی کوچک، منفی و ازلحاظ آماری قابل‌اغماض بوده است. علاوه بر این، مصرف کالاهای بی‌دوام همراه با افزایش تورم انتظاری در برخی مدل‌ها افزایش می‌یابد. همچنین با توجه به نتایج، پشتیبانی محدودی برای این فرضیه که انتظارات تورمی بالاتر ممکن است مصرف جاری را افزایش دهد، پیشنهاد دادند. در مدل پیشنهادی، افزایش انتظارات تورمی کوتاه‌مدت، مصرف جاری ماهانه فرد را در خصوص اقلام بی‌دوام ۱.۱ درصد و یا به طور میانگین۲۱ دلار افزایش می‌دهد، همچنین مصرف اقلامی مانند اقلام بادوام که به نظر رسیده نسبت که به انتظارات تورمی حساس باشند همراه با انتظارات تورمی افزایش نمی‌یابد، تنها خریدخودرو پاسخ مثبت به انتظارات تورمی بالاتر می‌دهد، دلایلی مبنی بر اینکه چرا تاثیرات انتظارات تورمی بر مصرف ممکن است از لحاظ اقتصادی کمتر مورد توجه و ضعیف‌تر از تئوری باشد وجود دارد مانند توهم نرخ اسمی، که توسط بچمن مورد بررسی قرار گرفته است (Burke & ozdagli ,2013).

ایچی و نیشیگوچی برخلاف نظراتی که پیش‌تر و بعدتر در خصوص رابطه انتظارات تورمی و مصرف عنوان گردیده بود، اذعان داشت که مصرف‌کنندگان با انتظارات تورمی بالاتر، تمایل به مصرف بیش‌تر در سال جاری و مصرف کم‌تر در سال بعد را دارند؛ همچنین عنوان شد که این تاثیر میان صاحبان دارایی و افراد مسن قوی‌تر است (Ichiu & ,Nishiguchi 2015).

لوانا، دوکا و رویتر در یک بررسی تجربی در منطقه اروپا طی سال‌های۲۰۰۸ الی۲۰۱۵، رابطه مصرف وانتظارات تورمی را مورد بررسی قرار دادند، آن‌ها به این نتیجه رسیدند که انتظارات تورمی بالاتر که نرخ بهره واقعی را کاهش می‌دهد با افزایش تمایل مصرف مصرف‌کنندگان در ارتباط است. به صورت دقیق‌تر، ۱ درصد نقطه افزایش در انتظارات تورمی،۰/۱۶ الی۰/۳۳ درصد نقطه افزایش در مصرف در دوره جاری را به همراه داشته است (Ioana A. & Duca G. & Reuter A. ,2018).

پرمیک و استانیسلاسکا به بررسی ارتباط بین انتظارات تورمی مصرف‌کنندگان و رفتار آن‌ها در زمینه مصرف و پس‌انداز پرداخته و نتایج حاکی از این است که انتظارات تورمی تاثیر منفی بر رویکرد پس‌انداز داشته و این رفتار به خصوص در میان گروه‌های مصرف‌کننده با موقعیت مالی بالاتر، بیش‌تر مشاهده می‌شود. علاوه‌بر این نقش انتظارات تورمی از زمان شروع بحران مالی جهانی افزایش یافته است (Premik & Stanisławska, 2017).

حکیم به بررسی تاثیر انتظارات تورمی بر مصرف در اندونزی پرداخته اند. در این مطالعه از داده های آماری سال ۲۰۰۳ الی ۲۰۱۸ استفاده شده است و آزمون شکست ساختاری چاو استفاده شده است. نتایج نشان می دهد انتظارت تورمی در دو دوره بر مصرف تاثیری نداشته است. همچنین بطور کلی می توان گفت انتظارات تورمی بعنوان یک ابزار کنترلی مصرف عمومی قابل استفاده نیست.(Hakim & Bustaram ,2019)

۲-۳- پیشینیه مطالعات داخلی

نصر اصفهانی و یاوری عوامل اسمی و واقعی مؤثر بر تورم در ایران را با استفاده از روش خود رگرسیون برداری بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که تورم در ایران صرفاً پولی نبوده و متغیر تورم انتظاری در میان‌مدت بر پایداری تورم ایران مؤثر است. به‌علاوه تکانه‌های بخش واقعی در بلندمدت در نرخ تورم تأثیرگذار است (Nasresfahani & Yavari, 2003).

فخرایی و منصوری در خصوص مصرف می گویند باید اذعان داشت مصرف مقوله‌ای است که نه‌تنها برای مطالعات و بررسی‌های اقتصادی اهمیت زیادی دارد، در الگو گذاری مکاتب، شرایط فرهنگی، بررسی‌های جامعه‌شناسی از اهمیت خاص خود برخوردار است. پس از ارائه نظریه کینز در دهه ۱۹۳۰، تحلیل‌های اقتصاد کلان بر مصرف که در اکثر کشورها بیش از نیمی از محصول ناخالص داخلی را شامل می‌شود، توجه بسیاری از اقتصاددانان را به خود جلب کرد (Fakhrai ,& Mansouri, 2010).

منجذب بیان می کند اساساً نظریه انتظارات در اوایل دهه ۱۹۷۰ به‌عنوان بیانی از منحنی فیلیپس مطرح می‌گردد و دربرگیرنده انتظارات قیمت است. الگوی انتظارات تطبیقی به‌عنوان جانشین‌های تجربی برای متغیر انتظارات قیمت غیرقابل مشاهده مورداستفاده مردم قرارمی‌گیرد و مردم انتظارات خود را از طریق متوسط وزنی ناشی از تجربه گذشته قیمت‌ها شکل می‌دهند. یکی از عمده‌ترین ایرادات بر انتظارات تطبیقی عبارت است از اینکه معمولاً اطلاعاتی که دقت انتظارات کارگزاران را افزایش می‌دهد، نادیده گرفته می‌شود. به‌عنوان‌مثال اگر در اقتصادی نرخ رشد تورم در هر دوره بین صفر الی ده درصد نوسان داشته باشد، در این صورت دیگر الگوی نرخ تورم واضح نیست. در این صورت چرا مردم تورمی را باید انتظار داشته باشند که هرگز اتفاق نیفتاده است یا اینکه انتظار ندارند که اتفاق افتد؟ انتقاد دیگر این است که اگر متغیری که شکل‌دهنده انتظارات است به‌طور مستمری افزایش یا کاهش داشته باشد، در این شرایط فرضیه انتظارات تطبیقی انتظارات آن متغیر را به ترتیب کم‌تر یا بیش‌تر از خودش پیش‌بینی خواهد کرد. نقایص نظریه انتظارات تطبیقی موجب گسترش دامنه نظریه انتظارات عقلایی گردید. بر طبق فرضیه انتظارات عقلایی، هنگامی‌که افراد مبادرت به پیش‌بینی قیمت می‌کنند، تمایل به استفاده از تمامی اطلاعات مرتبط موجود در فرآیند تورمی را دارند. در صورت صحت این امر، خطاهای پیش‌بینی تنها از طریق بروز ضربه‌های تصادفی است و پیش‌بینی‌ها مرتکب خطا نمی‌شوند (Monjazeb, 2010).

خواجه روشنایی در بررسی ارتباط سیاست های پولی و نوسات اقتصاد ایران (چارچوب انتظارات عقلایی) به محاسبه انتظارات قیمت در چارچوب انتظارات عقلایی می پردازند. در این مطالعه با بررسی مدل ساختاری تورم، آن را تابعی از متغیرهای نرخ ارز موثر حقیقی، درآمد نفت و ارزش حقیقی اعتبارات اعطایی بانک مرکزی به دولت در نظر می گیرند و بر این مبنا انتظارات تورمی بر مبنای انتظارت عقلایی را اندازه گیری می کنند (Khajeh Roshanai, 2010).

حسینی و شکوهی به بررسی عوامل مؤثر بر تورم با تأکید بر نقش انتظارات گذشته‌نگر و آینده‌نگر در ایران را برای دوره‌ی زمانی ۱۳۸۷-۱۳۵۵ با استفاده از روش گشتاوری تعمیم‌یافته (GMM) پرداخته و بر اساس نتایج این پژوهش، انتظارات گذشته‌نگر تأثیر برجسته‌ای در تورم کشور دارد و مدیریت انتظارات تورمی در کنار مدیریت نقدینگی می‌تواند جهت رسیدن به ثبات قیمت‌ها موردتوجه سیاست‌گذاران قرار گیرد (Hosseini & Shokohi, 2015).

شاه آبادی و همکاران به بررسی ارتباط تورم و نااطمینانی تورمی در ایران با تاکید بر انتظارات تورمی پرداخته اند. در این مطالعه برای مدلسازی نوسانات از مدل های خانواده گارچ، و برای بررسی علیت تورم و تورم انتظاری از تحلیل علیت رگرسیون خود توضیح برداری بهره برده اند. این مطالعه نتیجه می گیرند که با افزایش نااطمینانی تورمی نرخ تورم انتظاری که ناشی از رفتار عقلایی عاملان اقتصادی است افزایش می یابد (Shahabadi & Salman & Valencia, 2015).

زارعی و همکاران در بررسی عوامل موثر بر مصرف بخش خصوصی در ایران به بررسی اثرات مخارج جاری و عمرانی دولت می پردازند. نتایج این بررسی نشان می هد که تکانه های درآمدهای مالیاتی بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی در چرخه های تجاری معنادار نبوده و مخارج جاری دولت در دوره های رونق و رکود اقتصادی و مخارج عمرانی تنها در دوره رکود اقتصادی اثر مثبت و معناداری بر رشد مخارج مصرفی بخش خصوصی داشته است (Zarei & Ebrahim & Hematy, 2019).

در بیان نوآوری تحقیق حاضر می توان گفت این مطالعه با الهام از مقاله بورکه [۲] و ازدگلی[۳] (Burke & ozdagli ,2013) و سایر مقالات مشابه انجام شده است و فرضیه اصلی مورد بررسی در تحقیق که بیانگر افزایش مصرف به دنبال افزایش انتظارات تورمی است برگرفته از نتایج مقالات این دو فرد و لوانا[٤] و همکاران (Ioana A. & et al. ,2018) بوده است. البته در تحقیق پیش رو تمرکز اصلی بر روش های مختلف محاسبه انتظارات تورمی (بویژه به تفکیک شکل گیری انتظارات بصورت تطبیقی و عقلایی) و تاثیر آن بر مخارج مصرفی در ایران است. از این نظر این تحقیق در مقایسه با مطالعات دیگر چه داخلی و چه خارجی از نوآوری خاصی برخوردار شده است. در این راستا با در نظر گرفتن مدل فضا - حالت به محاسبه انتظارات تورمی پرداخته است. درحالی‌که در مقالات پیشین تمرکز اصلی بر مجزا سازی اقلام مورد استفاده مصرف‌کنندگان اعم از بادوام و بی‌دوام، مدیریت بدهی‌ها و انتظارات درآمدی و مباحث سرمایه‌گذاری و بیکاری بوده است. لذا تاکنون چنین مطالعه ای در مورد اقتصاد ایران صورت نگرفته است.

۴- روش تحقیق

روش مطالعه تحقیق حاضر به لحاظ هدف، از نوع تحقیق کاربردی و به لحاظ روش تجزیه‌وتحلیل از نوع تحقیقات تحلیلی است.
در این تحقیق روش مطالعه به روش کتابخانه ای است. داده های جامعه ایران از طریق سایت رسمی بانک مرکزی جمع آوری شده است.
روش آزمون فرض به روش آماری و اقتصادسنجی است. آزمون فرضیات با کمک تخمین و نرم افزار ایویوز صورت گرفته است.

دو شکل مشهور و معمول در مدل‌سازی انتظارات، انتظارات تطبیقی و انتظارات عقلایی است. به‌طورمعمول اگر انتظارات برمبنای رفتار گذشته متغیر شکل گیرد انتظارات به‌صورت تطبیقی شکل‌گرفته است و اگر انتظارات بر مبنای رفتار ساختاری متغیر شکل گیرد در این صورت انتظارات عقلایی شکل‌گرفته است.

جان مینارد کینز، اولین اقتصاددانی بود که به‌روشنی به نقش ویژه انتظارات و تغییرات آن در عملکرد اقتصادی پی برد و برای الحاق مقوله انتظارات به نظریه اقتصادی و تحلیل اثرات و پیامدهای این مقوله تلاش نمود.

پس از کینز این مهم بر دوش میلتون فریدمن، اقتصاددان پول‌گرا افتاد تا با ارائه فرضیه انتظارات تطبیقی و وارد نمودن آن در تحلیل اقتصاد کلان، نتایج جدیدی را از نقش ویژه انتظارات در عملکرد اقتصادی و نیز نظریه اقتصاد کلان ارائه کند. فریدمن واضع فرضیه انتظارات تطبیقی نبود، اما با کارهای مهم و تأثیرگذار او بود که فرضیه انتظارات تطبیقی برای مدت‌زمانی به فرضیه مسلط و معروف در مورد انتظارات در محافل آکادمیک اقتصاد بدل گشت. فریدمن فرضیه انتظارات تطبیقی را در نظریه‌پردازی‌های خود در حوزه‌های مختلف اقتصاد وارد نمود که یکی از مهم‌ترین آن‌ها ورود انتظارات تطبیقی به نظریه مصرف و از آن مهم‌تر، منحنی فیلیپس بود.

ایده اصلی انتظارات تطبیقی ساده است: شخص انتظارات خود در هر دوره زمانی در مورد هر متغیر اقتصادی مانند تورم، نرخ بهره، نرخ ارز و مانند آن را با توجه به تفاوت میان مقدار واقعی آن متغیر در دوره گذشته و آنچه در مورد آن انتظار داشت، تغییر خواهد داد؛ فرد این تغییر در انتظاراتش را با جبران بخشی از این تفاوت میان مقدار واقعی متغیر و مقدار انتظاری آن در دوره گذشته، صورت می‌دهد؛ بنابراین شکل‌گیری انتظارات فعالان اقتصادی طی زمان، تطبیقی خواهد بود به این معنی که انتظارات به‌مرورزمان و با توجه به تغییرات مقدار واقعی متغیرها، تغییر نموده و خطاها در برآورد و پیش‌بینی متغیرها به‌صورت مستمر و البته تدریجی و گام‌به‌گام اصلاح می‌گردد. کم‌کم اهمیت روزافزون نقش انتظارات در نظریه اقتصادی روشن شد تا آنکه نظریه‌پردازان کلاسیک جدید با ارائه فرضیه انتظارات عقلایی، انقلابی را هم در بحث انتظارات و هم در نظریه اقتصاد کلان به راه انداختند (Snowden, & Wayne. 2005).

اقتصاددانان کلاسیک جدید، مدل های مبتنی برفرض انتظارات عقلایی و تعادل بازارها پایه گذاری کرده و با توجه به آن، کارایی سیاست های اقتصادی را در بسیاری از زمینه ها زیر سؤال بردند. کینزین های جدید نیز فرض شکل گیری انتظارات به شیوه ای عقلایی را پذیرفته اند؛ اما آن‌ها فرض تعادل بازارها را رد کرده و با مطرح کردن چسبندگی قیمت ها و دستمزدها، همچنان از کارایی سیاست های اقتصادی

[2] Burke
[3] Ozdagli
[4] Loana

دولت برای نیل به اهداف کلان حمایت می کنند. پس به جرات می توان گفت در حال حاضر تمامی مکاتب اقتصادی فرض انتظارات عقلایی را به رسمیت شناخته اند.

فرضیه انتظارات عقلایی، ابتدا در سال ۱۹۶۱ توسط جان میوت، اقتصاددان آمریکایی و در چارچوب نظریه اقتصاد خرد بیان گشت. میوت در مقاله اولیه خود اظهار می‌دارد که ازآنجایی‌که انتظارات، پیش‌بینی وقایع آینده هستند، الزاماً با پیش‌بینی‌های نظریه‌های اقتصادی مربوطه، یکسان می‌باشند. مقاله میوت، به لحاظ فنی بسیار پیچیده بود و ایده اساسی او، ابتدا توسط اقتصاددانان دیگر موردپذیرش قرار نگرفت. تقریباً ۱۰ سال طول کشید تا اقتصاددانانی مانند لوکاس و سارجنت، ایده انتظارات عقلایی را در نظریه اقتصاد کلان وارد نمودند؛ پس‌ازآن انتظارات عقلایی به یکی از پایه‌های بسیاری از مدل‌های اقتصاد کلان بدل گشت.

البته فرضیه انتظارات عقلایی به این معنا نیست که فعالان اقتصادی می‌توانند آینده را دقیقاً پیش‌بینی کنند. ازآنجاکه اطلاعات در دسترس، کامل نیستند، بنابراین عوامل اقتصادی در پیش‌بینی خود دچار خطا خواهند شد، اما این خطا صرفاً دارای یک فرآیند تصادفی خواهد بود و هرگز دربردارنده یک خطای سیستماتیک مانند فرضیه انتظارات تطبیقی نیست.

رویکرد مطالعه حاضر در برآورد انتظارات عقلایی، مدل های فضا-حالت بوده و از مدل تعدیل جزئی در برآورد مدل انتظارات تطبیقی استفاده گردیده است. در ادامه به بیان مبانی نظری و تشریح مدل های فضا-حالت و الگوریتم مورد استفاده در آن و همچنین مدل تعدیل جزئی پرداخته می شود.

مدل‌های فضا-حالت در ادبیات اقتصادسنجی، برای مدل‌سازی متغیرهای مشاهده نشده، مورداستفاده قرار می‌گیرند. از متغیرهایی مانند انتظارات عقلایی، خطاهای اندازه‌گیری، مشاهدات فراموش‌شده، درآمد دائمی، اجزا غیرقابل مشاهده (سیکل‌ها و روندها) نرخ بیکاری غیر شتابان می توان در این خصوص نام برد.

از آنجا که نظريه‌هاي اقتصادي شامل متغيرهاي غير قابل مشاهدهاي همچون درآمد دائمي، انتظارات، نرخ بهره واقعي انتظاري، توليد بالقوه، دستمزد شرطي و شوكهاي طرف عرضه و تقاضا بوده، مدلهاي وضعيت -حالت كه توانايي گنجاندن اين متغيرها را در مدل دارا مي‌باشند، از توانايي كاربردي وسيع در مباحث اقتصادي برخوردارند. همچنين در مدل‌هايي كه در آنها پارامترهاي مدل در طول زمان در حال تغييرند نيز استفاده مي‌شوند.

دو مزیت عمده برای نشان دادن مدل‌های دینامیک به‌صورت مدل‌های فضا-حالت وجود دارد. اولاً، این نوع مدل‌ها این امکان را به وجود می‌آورند که متغیرهای مشاهده نشده، هم در تخمین مدل مورداستفاده قرار گیرند و هم اینکه بتوان آن‌ها را در مدل تخمین زد. ثانیاً، می‌توان این مدل‌ها را، به‌وسیله الگوریتم‌های بازگشتی قوی مانندکالمن فیلتر، مورد تحلیل قرار داد (Bahari,2015).

فیلتر کالمن یک روش بازگشتی برای پیش‌بینی‌های بهینه از متغیرهای غیرقابل مشاهده و برآوردهای کارا از پارامترهای مدل‌های فضا-حالت و مبتنی بر امید ریاضی است. از ویژگی‌های امید شرطی این است که بهترین پیش‌بینی را با حداقل مربعات خطا فراهم می‌کند.

هرگاه یک مدل سری زمانی به‌صورت فضا-حالت درآید، الگوریتم‌هایی وجود دارند تا بتوان پارامترها را تخمین زد، سری را هموار و یا مدل را پیش‌بینی کرد. مهم‌ترین این الگوریتم‌ها فیلتر کالمن است که به‌وسیله کالمن و بوکی ارائه‌شده است. فیلترکالمن یک روش تکراری برای به دست آوردن برآوردهای بهینه بردار حالت در لحظه t با استفاده از اطلاعاتی است که تا لحظه t وجود دارد؛ بنابراین برآورد با رسیدن یک مشاهده جدید بهنگام می‌شود. به همین صورت خطای برآورد، واریانس برآورد، واریانس خطای برآورد، بعد از هر مشاهده بهنگام می‌شود، سپس برآورد در مرحله بعد صورت می‌گیرد. این روند تا پایان تمام مشاهدات تکرار می‌شود. با توجه به تکراری بودن این روش، لازم است مقادیر آغازین الگوریتم که برآورد بردار حالت آغازین β_0 و واریانس آن P_0 است معلوم باشند. یک دلیل عمده استفاده از فیلترکالمن این است که اگر بردارهای اغتشاش ε_t و η_t و بردار حالت آغازین دارای توزیع نرمال باشند β_t دارای توزیع نرمال باقی خواهد ماند (Akhbari & Mohagheghnia 2014).

داده‌های مورداستفاده به‌منظور بررسی رابطه انتظارات تورمی و مصرف در ایران عبارت است از تورم (inf)، درآمد (income) و مصرف (consum) که در بازه زمانی ۱۳۶۷-۱۳۹۵ با تناوب فصلی از طریق سایت بانک مرکزی گردآوری‌شده‌اند. داده های درآمد، مصرف و تورم مستقیم استخراج شدند و داده مربوط به تورم انتظاری(inff) برمبنای آمار تورم ایران و روش های پیش گفته در بخش بعدی مورد محاسبه

قرار خواهد گرفت. حرف لاتین L که اول حروف فوق قرار می گیرد به معنای لگاریتم مقادیر فوق است. بر اساس نتایج، تمام داده‌ها دارای چولگی (گشتاور مرتبه سوم) مثبت می‌باشند و همچنین ضریب کشیدگی (گشتاور مرتبه چهارم) متغیر تورم عدد نسبتاً بزرگی است که نشان‌دهنده آن است احتمال وقوع مقادیر بزرگ تورمی در فاصله زمانی یادشده بسیار زیاد است. این دو موضوع نشان‌دهنده آن است که بدون تبدیل متغیرها به فرم لگاریتمی (به دلیل رفع چولگی مثبت و نسبتاً شدید داده‌ها) و شناسایی و حذف نقاط دورافتاده از مجموعه داده‌ها نتایج استنباطی ازلحاظ آماری اعتبار لازم را نخواهند داشت. بر اساس مبانی نظری و پیشینه تحقیق مشخص شد که مصرف تابعی از درآمد و تورم انتظاری است.

۵- نتایج برآورد مدل انتظارات تورمی در اقتصاد ایران

در مطالعه حاضر با استفاده از رویکرد چندمرحله‌ای پرون به انجام آزمون ریشه واحد فیلیپس - پرون پرداخته‌شده است، نتایج آزمون مانایی فیلیپس-پرون برای متغیرهای تحقیق در سطح در جدول ۱ نشان داده‌شده است:

جدول ۱. آزمون ریشه واحد فیلیپس – پرون در سطح
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 1. Phillips-Perron test
Source: Research calculations

متغیر	فرضیه صفر	p-value
لگاریتم تورم	(ρ=۱ , α=۰)	۰/۰۹
لگاریتم درآمد	(ρ=۱ ,β=۰ ,α=۰)	۰/۳۷
لگاریتم مصرف	(ρ=۱ ,β=۰ ,α=۰)	۰/۳۶

نتایج آزمون مانایی حاکی از آن است که در هر سه مورد فرضیه صفر(نامانایی) در سطح معنی‌داری ۵٪ رد نمی‌شود. همان‌گونه که **جدول ۱** نشان می‌دهد تورم در ایران یک فرآیند گام تصادفی بدون رانش است اما لگاریتم درآمد و لگاریتم مصرف هر دو گام تصادفی با رانش هستند. همچنین برای تعیین مرتبه جمعی بودن متغیرها آزمون ریشه واحد را برای فرضیه صفر وجود دو ریشه واحد به عمل‌آورده‌ایم، بر اساس نتایج مرتبه جمعی تمام سری داده‌های مورداستفاده در این تحقیق از مرتبه یک است، بدین معنا که برای مانا شدن تنها نیازمند یک‌بار تفاضل گیری از آن‌ها است.

زمانی که متغیرها نامانا باشند، نتایج به‌دست‌آمده از روش‌های آماری مرسوم معتبر نمی‌باشند. درصورتی‌که بتوان میان متغیرهای که جمعی از مرتبه یک می‌باشند، برداری از پارامترها را یافت که ترکیب خطی آن‌ها مانا باشد در این صورت گفته می‌شود که بین این متغیرها رابطه تعادلی (به مفهوم آماری) بلندمدت وجود دارد. نتایج آزمون هم انباشتگی یوهانسن-جوسیلیوس (۱۹۸۸) نشان می‌دهد که بین متغیرهای استفاده‌شده این تحقیق حداکثر یک بردار هم انباشتگی در سطح اطمینان ۹۵٪ وجود دارد.

جدول ۲. آزمون هم انباشتگی جوسیلیوس – یوهانسن
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 2. Johanson-Juselius cointegration test
Source: Research calculations

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
No. of CE(s)	Eigenvalue			

None *	۰/۱۶	۳۵/۲	۲۹/۷۹	۰/۰۱
At most 1 *	۰/۱۳	۱۷/۰۹	۱۵/۴۹	۰/۰۳
At most 2	۰/۰۳	۳/۲۳	۳/۸۴	۰/۰۷

۵-۱- تعیین انتظارات تورمی عقلایی با استفاده از الگوی فضا-حالت

به جهت استخراج تورم انتظاری به دلیل ماهیت نامشهود بودن انتظارات تورمی از فیلتر کالمن استفاده‌شده است. تصریح مدل فضای حالت بر اساس الگوی سطح موضعی[5] جهت استخراج متغیر نامشهود تورم انتظاری به‌صورت زیر خواهد بود، اصلی‌ترین تفاوت مدل‌های سری زمانی با سری زمانی فضا حالت در این است که در مدل‌های فضا حالت پارامترها نیز تابعی از زمان می‌شوند و ثابت باقی نمی‌مانند.

$$Linf_t = \mu_t + \varepsilon_t; \qquad \varepsilon_t \sim NID\left(0, \sigma_\varepsilon^2\right) \tag{۳}$$

$$\mu_{t+1} = \mu_t + \zeta_t; \qquad \zeta_t \sim NID\left(0, \sigma_\zeta^2\right) \tag{۴}$$

در رابطه فوق μ_t جزء سطح مدل نامیده می‌شود که مترادف با عرض از مبدأ در مدل‌های رگرسیونی کلاسیک است. تفاوت مهم این جزء با عرض از مبدأ در آن است که برخلاف عرض از مبدأ جزء سطح در طول زمان متغیر است. همچنین ε_t جزء اخلال مشاهده در زمان t و ζ_t جز اخلال سطح در زمان t است. فرض می‌شود که این دو جزء اخلال مستقل از هم و به‌صورت نرمال توزیع‌شده‌اند. در رابطه (۳) و (٤) معادله اول را معادله سیگنال یا اندازه و معادله دوم را معادله حالت می‌نامند. نتایج تخمین در جدول ۳ نشان داده‌شده است:

جدول ۳. تخمین معادله فضای حالت تورم
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 3. state-space estimation of inflation
Source:Research calculations

variance	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	۲۸/۲۱	۲۹۵۲۶۰۷۲۵۰	۰۹E-۹/۵۵-	۰/۹۹
C(2)	۴/۰۹	۰/۱۴	۲۸/۸۵-	۱۸۳E-۱۵.۵
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
مقدار پیش بینی تک مرحله ای	۳/۰٦	۰/۱۳	۲۳/۷٤	E-124۱/۳۳
لگاریتم راستنمایی	۵۱/۹۵	معیار آکائیک		۱/۰۴
تعداد پارامترها	۲	معیار شوارتز		۰/۹۹
تعداد توزیع	۱	معیار حنان کوئین		۱/۰۲

به‌طورکلی، مقدار اولیه حالت نامشهود در زمان شروع سری زمانی نامعلوم است. این مقدار با استفاده از روش‌های تخمینی که فرآیندهای انتشار[6] نامیده می‌شوند برآورد می‌گردد. در مدل فضای حالت ارائه‌شده در رابطه (۳) و (٤) پارامترهای نامعلوم مدل عبارت‌اند از واریانس سیگنال و واریانس حالت که فوق پارامتر۷ نامیده می‌شوند. در جدول ۳ واریانس سیگنال و واریانس حالت به ترتیب برابر با *EXP(C(1))* و *EXP(C(2))* است (بدین علت از فرم توانی استفاده‌شده است که واریانس نمی‌تواند عددی منفی باشد). بر اساس یافته‌های جدول ۳ زمانی

[5] local level model
[6] Diffuse process
[7] hyperparameters

که همگرایی در روش‌های تکراری برای تخمین رخ می‌دهد میزان لگاریتم راست نمایی برابر با ۹۵.۵۱ است. بعلاوه واریانس حالت (EXP ضریب C(2)) اختلاف معناداری با صفر دارد و نشان‌دهنده این موضوع است که جزء سطح در طول زمان متغیر است.

با توجه نتایج فوق می‌توان نتیجه گرفت که نتایج تخمین که در جدول ۲ نشان داده‌شده است، معتبر است و می‌توان سری تورم انتظاری را با استفاده فیلتر کالمن استخراج کرد. برای استخراج تورم انتظاری، فیلتر کالمن با استفاده از دو جزء بر اساس فرمول زیر عمل می‌کند:

$$\mu_{t+1}=\mu_t+\lambda_t(linf_t-\mu_t) \quad (۵)$$

در رابطه فوق $\mu_t=E(\mu_{t+1}|linf_{t-i})$ و λ_t نشان می‌دهد که چه مقدار از خطای پیش‌بینی در هر نقطه زمانی t بر تخمین μ_{t+1} اثرمی‌گذارد، مقادیر بزرگ λ_t به معنای تأثیر بزرگ‌تر خطای پیش‌بینی دوره قبل بر مقادیر جاری متغیر است. این متغیر را دستاورد کالمن[8] می‌نامند. زمانی که نا اطمینانی مشاهده جدید $linf_t$ بزرگ‌تر از نا اطمینانی مربوط به مشاهدات قبلی است λ_t به سمت صفر میل خواهد کرد. مقدار λ_t برابر با $\frac{P_t}{F_t}$ است که صورت عبارت فوق برابر با تخمین واریانس خطای حالت و مخرج آن واریانس خطای پیش‌بینی یک مرحله‌ای است.

۲-۵- تخمین اثر تورم انتظاری به دست آمده بر اساس فرضیه انتظارات عقلایی بر مصرف

از آنجا که در میان مدل‌های مختلف مصرف، فریدمن در وارد نمودن نقش انتظارات به نظریه مصرف نقش مهمی داشته و از پول داغ سخن به میان آورده است از تئوری وی در مدل استفاده شده است. تئوری مصرف فریدمن بیان می‌کند که میان دو متغیر مصرف و تورم انتظاری رابطه‌ی گشتاوری زیر برقرار است:

رابطه فوق را می‌توان به‌صورت رگرسیونی زیر نوشت:

$$E(LConsum_t)=\phi E(Linf_t) \quad (۶)$$

$$LConsum_t=\alpha+\phi E(Linf_t)+Lincome_t+\xi_t \quad (۷)$$

متغیر $\phi E(Linf_t)$ غیرقابل مشاهده هست. در چنین شرایطی باید از پراکسی‌ها بجای این متغیر استفاده کرد. استفاده از پراکسی در عوض مزیت قابل‌اندازه‌گیری، دارای عیب خطای اندازه‌گیری نسبت به متغیر اصلی است. به بیان فنی یک پراکسی برای متغیر $\phi E(Linf_t)$ بنام h_t دارای رابطه زیر با این متغیر است:

$$h_t=E(Linf_t)+\varepsilon_t \quad (۸)$$

با قرار دادن این رابطه در (۸) خواهیم داشت:

$$Lconsum_t=\alpha+\phi h_t+Lincome_t+\nu_t \quad (۹)$$

که در آن $\nu_t=-\phi\varepsilon_t+\xi_t$ است. به دلیل ساختار جمله خطای رابطه (۹) نمی‌توان این معادله را با روش حداقل مربعات برآورد کرد زیرا $E(h_t\nu_t)\neq 0$ است. به جهت برآورد سازگار رابطه (۹) باید از روش‌هایی که درون‌زایی متغیرها را لحاظ می‌کنند استفاده کرد. همچنین به دلیل آنکه متغیرهای تحقیق جمعی از مرتبه یک می‌باشند چنانچه رابطه هم انباشتگی میان آن‌ها وجود نداشته باشد از فرم تفاضلی آن‌ها باید استفاده کرد. با توجه به این‌که رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرها تایید شده است. فرم ECM مطابق با رابطه (۱۰) را با روش GMM برآورد می‌کنیم. براساس قضیه نمایش گرنجر در صورتی که میان متغیرها رابطه هم‌انباشتگی وجود داشته باشد یک نمایش تصحیح خطا میان متغیرها وجود خواهد داشت. در این مطالعه به دلیل وجود درون‌زایی این رابطه (درون زایی روابط مربوط به انتظارات در فضای اقتصادی ثابت شده است)، تصحیح خطا را با روش GMM تخمین می‌زنیم.

[8] Kalman gain

بر اساس توضیحات قبل مدلی که برای بررسی رابطه میان تورم انتظاری و مصرف در نظر گرفته‌شده است دارای معادله‌ای به شکل زیر خواهد بود:

$$\Delta Lconsum_t = C_1 + C_2 \Delta Lincome_t + C_3 \Delta Linff_t + C_4 \Delta Linff_{t-1} + C_5 \Delta Lconsum_{t-1} + C_6 Ecl_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۱۰)$$

در رابطه فوق به‌جای متغیر تورم انتظاری مقدار به‌دست‌آمده از فیلتر کالمن را به‌عنوان پراکسی جایگذاری کرده‌ایم. همچنین در رابطه فوق Ecl_t ضریب تعدیل یا پسماندهای به‌دست‌آمده از رابطه رگرسیونی زیر میان متغیرهای تحقیق به روش FMOLS است:

$$Lconsum_t = \alpha_1 + \alpha_2 Lincome_t + \alpha_3 Linff_t + \xi_t \quad (۱۱)$$

ویژگی روش FMOLS آن است که در صورت وجود درون‌زایی در میان متغیرها، نسبت به روش حداقل مربعات سازگار و کاراتر خواهد بود. به علت آنکه درون‌زایی مدل‌های حاوی متغیر انتظاری موضوعی روشن است، بدین علت در این تحقیق نیز برای تخمین رابطه بلندمدت میان متغیر و استخراج ضریب تعدیل از روش FMOLS استفاده‌شده است.

جدول ٤. تخمین رابطه بلندمدت میان تورم انتظاری و مصرف با استفاده از روش FMOLS
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 4. long-run estimation of inflation expectation and consumption using FMOLS
Source: Research calculations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
لگاریتم درآمد	۰/۸۹	۰/۱۷	۵/۲۰	۰۶E-۱/۱۲
لگاریتم تورم انتظاری	۰/۰۶	۰/۰۳	۲/۱۴	۰/۰۳
عرض از مبدا	۰/۵۶	۲/۱۵	۰/۲۶	۰/۷۹
متغیر روند	۰/۳۰۰	۰/۰۰۱	۱/۵۱	۰/۱۴
R-squared	۰/۹۸	Mean dependent var		۱۱/۹۳
Adjusted R-squared	۰/۹۸	S.D. dependent var		۰/۳۶
S.E. of regression	۰/۰۶	Sum squared resid		۰/۲۹
Long-run variance	۰/۰۱			

بر اساس نتایج فوق در بلندمدت لگاریتم تورم انتظاری اثری مثبت و معنی‌دار در سطح ۹۵٪ بر لگاریتم مصرف خواهد داشت. کشش مصرف به تورم انتظاری در بلندمدت بر اساس یافته‌های فوق کمتر از یک (۰/۰۶۴۶) است و لذا با یک درصد افزایش در سطح تورم انتظاری حدود ۶ درصد میزان مصرف افزایش خواهد یافت. پس از استخراج ضریب تعدیل از تخمین رابطه (۱۲) مدل تصحیح خطای تصریح‌شده در رابطه (۱۱) را با روش GMM تخمین می‌زنیم. نتایج این تخمین را در جدول ٦ نشان داده‌شده است:

جدول ۵. تخمین به روش GMM
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 5. GMM estimation
Source: Research calculations

Column1	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	۰/۰۱	۰/۰۱	۲/۴۶	۰/۰۲
C(2)	۰/۰۷	۰/۰۸	۰/۹۱	۰/۳۶
C(3)	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۹۸	۰/۳۳
C(4)	۰/۱۵-	۰/۰۸	۱/۷۱-	۰/۰۹
C(5)	۰/۵۰-	۰/۰۹	۵/۳۱-	۰۷E-۶/۸۰
C(6)	۰/۱۱-	۰/۰۶	۱/۷۱	۰/۰۴
Determinant residual covariance				۰/۰۰۳
J-statistic				۴۵E-۲/۸۰

بر اساس نتایج فوق رابطه میان رشد مصرف و رشد تورم تایید نمی‌شود (ضریب *c(3)*)، همچنین در بلندمدت حدود ۱۰/۹درصد از عدم تعادل میان متغیرها کاهش می‌یابد. همچنین آماره j-statistic نشان‌دهنده اعتبار مناسب ابزارهاست زیرا دارای مقدار بسیار کوچکی است. (متغیرهای ابزاری که در این تحقیق مورداستفاده قرارگرفته است عبارت از وقفه‌های اول و دوم متغیر dlinff و وقفه اول dlconsum و dlincome و حرف d همان عملگر تفاضل اول است)

۳-۵- تشکیل انتظارات تورمی بر اساس انتظارات تطبیقی:

مدل‌های انتظارات تطبیقی مدل‌هایی از نوع زیر هستند

$$lconsum_t=\alpha+\beta_1 lincome_t+\beta_2 linff_t+\varepsilon_t \quad (۱۲)$$

که linff مقدار مورد انتظار متغیر linf در زمان t است. رابطه فوق بیان می‌کند که مخارج مصرفی خانوارها می‌تواند تابعی از تورم مورد انتظار آن‌ها باشد.

رابطه (۱۳) را نمی‌توان به‌طور مستقیم تخمین زد. برای تخمین این معادله نیازمند مکانیسمی هستیم که نحوه شکل‌گیری انتظارات را توضیح دهد. براین اساس مکانیسم انتظارات تطبیقی را به‌صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$linff_t-linff_{t-1}=(1-\gamma)(linf_t-linff_{t-1}) \quad (۱۳)$$

رابطه (۱۳) بیان می‌دارد که انتظارات در هر دوره با استفاده از اطلاعات درباره مقدار متغیر انتظاری در دوره پیش تصحیح می‌شود. با استفاده از عملگر وقفه L رابطه (۱۳) را می‌توان به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

$$linff_t=linff_{t-1}+(1-\gamma)linf_t-(1-\gamma)linff_{t-1} \quad (۱۴)$$

$$linff_t=\gamma linff_{t-1}+(1-\gamma)linf_t$$

$$(1-\gamma L)linff_t=(1-\gamma)linf_t$$

$$linff_t=\frac{(1-\gamma)}{(1-\gamma L)}linf_t$$

با قرار دادن رابطه (۱۴) در رابطه (۱۲) خواهیم داشت:

$$consum_t = \alpha(1-\gamma) + \gamma cosum_{t-1} + \beta_1 lincome_t + \beta_1(1-\gamma) lincome_{t-1} + \beta_2(1-\gamma) linf_t + \vartheta_t \quad (۱۵)$$

بنابراین، مدل نهایی برای بررسی تأثیر انتظارات تطبیقی رابطه (۱۵) خواهد بود.

۴-۵- تخمین و بررسی فرضیه اثر انتظارات تورمی بر مخارج مصرفی بر اساس فرضیه انتظارات تطبیقی

وجود رابطه هم انباشتگی میان متغیرهای این مطالعه نشان‌دهنده آن است که در بلندمدت میانگین و واریانس سیستم شامل آن‌ها مستقل از زمان است. به این منظور با استفاده از تکنیک‌های مربوط به تخمین روابط هم انباشته به برآورد رابطه (۱۵) خواهیم پرداخت. روش Fmols برای تخمین رابطه (۱۵) به دلیل آنکه از تصحیح‌های نا پارامتریک برای رفع خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس استفاده می‌کند و همچنین درون‌زایی منجر به ایجاد مشکل عدم سازگاری نمی‌شود مورداستفاده قرارگرفته است. نتایج حاصل از تخمین رابطه (۱۵) در جدول ٦ نشان داده‌شده است:

جدول ٦. تخمین با استفاده از روش Fmols
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Table 6. Estimation of using FMOLS approach
Source:Research calculations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
لگاریتم مصرف دوره قبل	۰/۶۲	۰/۴۶	۱۳/۶۵	۱/۱۴E+-۲۴
لگاریتم درآمد	۰/۳۳	۰/۰۴	۸/۲۵	۶/۳۱E-۱۳
لگاریتم درآمد دوره قبل	۰/۱۰	۰/۰۵	۲/۰۶	۰/۰۴
لگاریتم تورم	۰/۰۲	۰/۰۱	۲/۴۴	۰/۰۲
عرض از مبدا	-۰/۹۸	۰/۲۱	-۴/۶۹	۸/۴۷E-۰۶
R-squared	۰/۹۸	Mean dependent var		۱۱/۹۳
Adjusted R-squared	۰/۹۸	S.D. dependent var		۰/۳۶
S.E. of regression	۰/۰۵	Sum squared resid		۰/۲۹
Long-run variance	۰/۰۰۲			

بر اساس یافته‌های تحقیق که در جدول ٦ ارائه شده است تورم انتظاری بر لگاریتم مصرف تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد، به‌گونه‌ای که کشش مصرف نسبت به تورم انتظاری ۲ درصد است. به بیانی دیگر یک درصد افزایش تورم انتظاری (که در آن با استفاده از انتظارات تطبیقی انتظارات تورمی برآورد شده است) منجر به افزایش مصرف به میزان دو درصد خواهد شد.

برای مقایسه دو مدل رقیب که متغیر وابسته آنها یکسان است (مصرف) مدلی که دارای ضریب تعیین بیشتری است مدل بهتری ارزیابی میشود. با توجه به توضیحات فوق به این نتیجه می‌رسیم که انتظارات تورمی تطبیقی در مقایسه با انتظارات تورمی عقلایی دارای قدرت توضیح‌دهندگی(R^2) بیش‌تری است.

۶- جمع‌بندی

در تحقیق پیش رو تاثیر انتظارات تورمی بر مصرف در ایران مورد تحلیل و بررسی قرار گرفت. متغیرهای مورد بررسی داده‌های فصلی لگاریتم مصرف، لگاریتم درآمد و لگاریتم تورم هست. کلیه متغیرها با یکبار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند و وجود رابطه هم‌انباشتگی و بلند مدت میان متغیرها نیز مورد تایید واقع شد.

در اقتصاد ایران شکل گیری انتظارات تورمی به صورت عقلایی رابطه مثبت و معناداری با مصرف دارد. تاثیر انتظارات تورمی عقلایی بر مصرف در بلندمدت مثبت و معنی دار است. بدین صورت که با یک درصد افزایش در سطح تورم انتظاری حدود ۶ درصد میزان مصرف افزایش خواهد یافت، در واقع در بلندمدت شکل گیری تورم انتظاری عقلایی بر مصرف تاثیر مثبت خواهد داشت.

در کوتاه مدت نتایج کمی متفاوت خواهد بود. بدین ترتیب که در کوتاه مدت رابطه معنی دار بین انتظارات عقلایی و مصرف وجود ندارد (مقدار احتمال برابر ۰٫۳۲ بوده که حاکی از معنی دار نبودن است). در واقع در کوتاه مدت تورم انتظاری عقلایی تاثیری بر مصرف در ایران ندارد.

همچنین در بلندمدت حدود۱۰٫۹ درصد از عدم تعادل میان متغیرها کاهش می‌یابد که نشان‌دهنده آن است که چه مقدار از عدم‌تعادل‌ها بین حالت کوتاه‌مدت و بلندمدت تصحیح می‌شود.

در اقتصاد ایران انتظارات تورمی به صورت تطبیقی رابطه مثبت و معناداری با مصرف دارند. در مورد تورم انتظاری تطبیقی وجود رابطه مثبت میان تورم انتظاری و مصرف تایید می‌شود، به گونه‌ای که کشش مصرف نسبت به تورم انتظاری ۲ درصد است. به بیانی دیگر یک درصد افزایش تورم انتظاری تطبیقی منجر به افزایش مصرف به میزان ۲ درصد خواهد شد.

در جنبه کاربردی این تحقیق می توان گفت از آن‌جاکه اقتصاد ایران در شرایط رکود تورمی به سر می‌برد:

۱- مدیریت انتظارات تورمی از طریق یک چارچوب ارتباطی کارا با عوامل اقتصادی می‌تواند سیستم قیمت‌گذاری گذشته‌نگر را به آینده‌نگر تبدیل کند و هزینه‌های حقیقی تورم‌زدایی را کاهش دهد.

۲- سیاستگذار باید ترتیبی اتخاذ نماید تا انتظارات تورمی جامعه تشدید نگردد، چرا که این موضوع می تواند از طریق تشدید مصرف و افزایش تقاضای کل خود به تورم دامن زند. سپس در این راستا انتظارات تورمی گسترش می یابد. اتفاقی که در چند سال اخیر مرتب اتفاق افتاده است.

۳- همچنین به دلیل تاثیر تغییرات مصرفی بر تقاضای کل و تاثیر تقاضای کل بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها، توجه سیاستگذار پولی و بانک مرکزی در مورد کنترل انتظارات تورمی به دلیل تاثیر مستقیمی که بر مصرف دارد بیش از پیش مورد نیاز است.
در این راستا سیاستگذار در اعمال سیاستهای خود باید مراقب باشد تا انتظارات تورمی را تشدید نکند، بعنوان مثال چه سیاستهایی را اعمال کند (یا نکند) و چه سیاستهایی را اعمال کند (یا نکند) خود بر شکل گیری انتظارات مثبت یا مخرب تورمی نقش دارد. به هر حال در رعایت نکته مزبور می بایست در هر سیاستی از مشاوران اقتصادی خبره نظر بخواهد.

۴- هم چنین سیاست های ضد تورمی که موجب کنترل تورم می شود خود بر انتظارات تورمی تاثیری مطلوب می گذارد و لذا توصیه می شود (بر مبنای مدل مقاله).

در پایان می توان گفت نتایج این تحقیق مطابق نتایج مطالعه بورکه و اوزدگلی (۲۰۱۳)، لوانا و همکاران (۲۰۱۶) و پرمیک (۲۰۱۷) بوده است.

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.

تضاد منافع: نویسنده مقاله اعلام می‌کند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.

Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.

منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Refernce

Abrishami, H. (2009). *Applied Econometrics*. Tehran University Publishing, Second Edition. [In Persian]

Abbasinejad, H. & Tashkini, A. (2013). *Advanced Applied Econometrics*. Noor Elm Publications. [In Persian]

Akhbari, M. & Mohagheghnia, M. (2014). Estimation of a time varying NAIRU for Iran and its Implications for Economic Policy. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 4, 11, 123-124. Available: https://jqe.scu.ac.ir/article_11875.html [In Persian]

Bahari, M. (2015). The Impact of Inflation Uncertainty on Inflation and Inflation Expectations in Iran. M.Sc. Thesis. Faculty of Social Sciences. Razi University. [In Persian]

Bernanke, B. (2003). A Perspective on Inflation targeting. *Annual Washington Policy Conference of the National Association of Business Economists*. Washington, D.C

Burke, M. & Ozdagli, A. (2013). Household inflation expectations and consumer spending: Evidence from panel data. Working Papers, 13-25, *Federal Reserve Bank of Boston*, Boston, MA.

Fakhrai, E. & Mansoori, A. (2010). Estimating marginal propensity to consume for income groups on the basis of relative permanent income hypothesis in Iran. *Quietly Journal of Science of Development*, 16(29), 21-39. Available: https://danesh24.um.ac.ir/article_25750.html [In Persian]

Fisher, I. (1930). *The theory of interest rate*. New York, A.M.

Gorji, E. (2005). Evolution in Macroeconomic Analysis. Tehran, *Commercial Publishing Company*. [In Persian]

Hakim, R. & Bustaram, I. (2019). Inflation expectation and consumption in Indonesia. IOP Conf. Series. *Earth and Evvironmental Science*, 243, 012060.

Hosseini, S. & Shokouhi, M. (2015). The Study of factors affecting inflation with emphasis on the role of retrospective and futuristic expectations. *Quarterly Journal of Economic Research*, 15, 17, 228-209. Available: https://ecor.modares.ac.ir/article-18-9786-fa.html [In Persian]

Ichiue, H. & S. Nishiguchi. (2015). Inflation expectations and consumer spending at the zero bound: Micro evidence. *Economic Inquiry, 53* (2), 1086–1107.

Jalaei, A. & Ghasemi, A. & Sattari, O. (2013). Simulation of consumption function and forecast of Iran's consumption up to the horizon of 1404 using genetic algorithm and mass particle optimization algorithm. *Quarterly Journal of Research Economics, 15*(2), 27-47. Available: https://ecor.modares.ac.ir/article-18-5314-fa.html [In Persian]

Ioana, A. & Duca, G. & Reuter A. (2018). Inflation expectations, consumption and the ower bound: micro evidence from a large euro area survey. *European Centeral Bank*, WP No 2196.

Kapetanios,G. & Maule, B. & Young, G.(2016). A new summary measure of inflation expectation. *Economic letters, 149*, 83-85.

Khajeh Roshanai, N. (2010). Study of Relationship Monetary Policies and Economic Fluctuations in Iran (Rational Expectation Frame). *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE), 7*(2), 57-74. Available: https://jqe.scu.ac.ir/article_10651.html [In Persian]

Khezri, M. & Sahabi, B. & Yavari K. & Heidari H. (2015). Time-varying Effects of Inflation Determinants: State-space Models. *Quarterly Journal of Economic Modeling*, 9, 2 (30), 46-25. Available: http://eco.iaufb.ac.ir/article_557907.html [In Persian]

Monjezb, M. (2010). Testing the Expectations Theory of Money Demand Function in Iran. Journal of Economic Policies. 78, 6, 58-47. Available: http://economic.mofidu.ac.ir/article_47828.html [In Persian]

Mumtaz, H. (2010). Volving UK Macroeconomic Dynamics: A Time varying factor Augmented VAR. Bank of England. *working paper*, 386.

Nasresfahani, R. & Yavari, K. (2003). Factors Affecting Inflation in Iran, using VAR. Iranian Economic Research Quarterly, 16, 99-69. Available: https://ijer.atu.ac.ir/article_3861.html [In Persian]

Nayebi, S. (2014). Estimating the consumption function of selected countries using panel data. M.Sc. Thesis, Faculty of Economics, Kharazmi University. [In Persian]

Noferesti, M. (1999). *Unit root and Cointegration tests in econometrics*. Tehran, Rasa Cultural Services Institute Publications. [In Persian]

Phelps, E. (1996). A Review of Unemployment Macroeconomic performance and the labor market. *Journal of economic studies*, 42, 19-36.

Premik, F. & Stanislawska, E. (2017). The impact of inflation expectations on Polish consumers' spending and saving. *NBP Working Paper* 255.

Primiceri, G. (2005). Time varying structural vector auto regression and monetary policy. *Review of economic studies*, 72, 821-852.

Reid, M. (2015). Inflation expectation of the inattentive general public. *Economic modeling*, 46, 157-166.

Romer, C. D. & Romer, D. H. (2013). The missing transmission mechanism in the monetary explanation of the Great Depression. *The American Economic Review*, 103 (3), 66–72.

Sameti, M. Samadi, S. & Ghobadi, S. (2004). The Estimation of the optimal unemployment rate and its comparison with the natural rate. *Journal of Economic Research*, 67, 91-116.

Shahabadi, A. & Salman, Y. & Valencia, A. (2015). The Relationship between Inflation and Inflation Uncertainty with an Emphasis on Rational Expectation in Iran. *Quarterly Journal of Monetary and Financial Economics*, 12, 1-19. Available: https://danesh24.um.ac.ir/article_31041.html [In Persian]

Snowden, B. & Wayne, H. (2005). New Macroeconomics, Translated by: Souri, A. & Khalili Iraqi, M., Samt Publishing, 2013. [In Persian]

Zarei, J. & Ebrahim. I. & Hematy. M. (2019). The Effects of Government Current and Development Expenditures on Private SectorConsumption Expenditures in Business Cycles. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 16, 3, 1-31. Available: https://jqe.scu.ac.ir/article_14766.html [In Persian]

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)

صفحه ی اصلی وب سایت مجله: www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

تأثیر اقتصاد دانش‌بنیان بر صادرات غیرنفتی ایران

سیده سمانه راعی*، نظر دهمرده قلعه نو**

* دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده‌ی اقتصاد و مدیریت، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران (نویسنده ی مسئول)

**استاد اقتصاد، گروه علوم اقتصادی، دانشکده‌ی اقتصاد و مدیریت، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۲۳ مرداد ۱۳۹۷ظ
تاریخ بازنگری: ۹ اسفند ۱۳۹۹
تاریخ پذیرش: ۱۱ دی ۱۳۹۹
انتشار آنلاین از تاریخ ۱۱ دی ۱۳۹۹

طبقه‌بندی JEL: E63, O2 ,A1

واژگان کلیدی:
اقتصاد دانش بنیان، صادرات غیر نفتی، مدل خود توضیح با وقفه توزیعی، آزمون کرانه‌ها

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: s.raei@pgs.usb.ac.ir
0000-0002-9526-6025
آدرس پستی: *ایران، فارس، شیراز، بلوار مدرس، شهرک ولی عصر، ۷۵۹۶۸-۷۱۵۶۸*

چکیده

هدف اصلی این تحقیق بررسی اقتصاد دانش بنیان بر صادرات غیرنفتی ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های(۱۳۵۷-۱۳۹۵) و مدل خود توضیح با وقفه توزیعی است.براساس نتایج بدست آمده شاخص آموزش و توسعه منابع انسانی (ET) در کوتاه مدت بیشترین تأثیر مثبت را بر صادرات غیرنفتی ایران داشته است، که این مسئله می‌تواند نشان‌دهنده این باشد که در واقع سرمایه‌گذاری در زمینه آموزش و توسعه منابع انسانی توانسته است در کوتاه مدت منجر به افزایش صادرات غیرنفتی در ایران شود، بعلاوه شاخص ابداعات و نوآوری (ITA) اثرگذارترین عامل در بلندمدت بر صادرات غیر نفتی ایران است و دارای تأثیر منفی و معنی‌داری می‌باشد. شاید بتوان گفت که مقالات علمی و اختراعات ثبت شده، نتوانسته است با بخش‌های اقتصاد و صنعت کشور ارتباط برقرار کنند. در رابطه با اثر منفی و معنی‌دار شاخص رژیم اقتصادی و نهادی (EIR)بر صادرات غیرنفتی که دارای کمترین تأثیر در کوتاه‌مدت و بلندمدت در میان شاخص‌های اقتصاد دانش‌بنیان بر صادرات غیرنفتی بوده است، می‌توان این گونه بیان نمود که حضور و رقابت تولیدکنندگان داخلی در عرصه بازارهای بین‌المللی با توجه به بافت نیمه‌سنتی صادرات و بهره‌وری وکیفیت پایین آن، می‌تواند اثر معکوسی بر صادرات غیرنفتی ایران داشته باشد. در رابطه با شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) بر صادرات غیرنفتی می‌توان بیان نمود، که این شاخص درکوتاه‌مدت و بلندمدت توانسته است اثر مثبت و معنی‌داری بر صادرات غیر نفتی ایران داشته باشد به این دلیل که در این زمینه در طی سالیان متمادی پیشرفت‌های چشمگیری در این زمینه شده است. بعلاوه با توجه به تأثیر منفی و معنی‌دار شاخص ابداعات و نوآوری (ITA) و تأثیر مثبت و معنی‌دار شاخص آموزش و توسعه منابع - انسانی(ET) در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر صادرات غیرنفتی ایران پیشنهاد می‌شود محققین و مخترعین کشور را به انجام طرح‌های تحقیقاتی که مورد نیاز بخش‌های مختلف اقتصادی است ترغیب کنند و تسهیلات ویژه را در اختیار آن‌ها قرار دهند. همچنین با تأثیر شاخص رژیم اقتصادی و نهادی (EIR) بر صادرات غیرنفتی که دارای کمترین تأثیر در بلندمدت بر صادرات غیرنفتی بوده است، پیشنهاد می‌گردد که با تغییر بافت نیمه‌سنتی صادرات ایران به سیستمی مدرن زمینه آزاد سازی تجاری را برای صادرات محصولات غیرنفتی ایران با استفاده از روش‌های علمی و روز دنیا فراهم شود.

ارجاع به مقاله:
راعی، سیده سمانه و دهمرده قلعه نو، نظر. (۱۴۰۰). تأثیر اقتصاد دانش‌بنیان بر صادرات غیرنفتی ایران. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، *۱۸* (۲)، ۴۳-۵۵.
10.22055/jqe.2020.26777.1922

© 2021 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

یکی از نقاط تهدیدزای اقتصاد کشور، وابستگی اقتصاد دولت به فروش نفت خام زیاد است که این عامل به عنوان اهرمی برای تحریم و فشار بر اقتصاد ایران تبدیل شده است. از طرف دیگر، یکی دیگر از نقاط ضعف اقتصاد کشور پایین بودن میزان خلاقیت و نوآوری و ضعف فناوری بنگاه‌های اقتصادی است. در حقیقت این مسئله خود زمینه‌ی آسیب‌پذیری اقتصاد کشور را در برابر تحریم بیگانگان فراهم می‌نماید و سایر مؤلفه‌های اقتصاد را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین اقتصاد دانش‌بنیان به عنوان، پیاده‌سازی و اجرای نقشه جامع علمی کشور و سازماندهی نظام ملی نوآوری به منظور ارتقاء جایگاه جهانی کشور و افزایش سهم تولید و صادرات محصولات و خدمات دانش‌بنیان است. در واقع اقتصاد دانش بنیان اقتصادی است که مستقیماً بر مبنای تولید، توزیع و مصرف دانش و اطلاعات قرار گرفته باشد. نکته‌ای که باید همواره در نظر داشت این است که برای دستیابی به اقتصاد دانش بنیان، فقط تولید و توزیع اطلاعات و پرداختن به آموزش و پژوهش کافی نیست، بلکه نکته‌ی مهم به کارگیری آن‌ها در استفاده از منابع اقتصادی به صورت پایدار است. به عبارت دیگر، کاربردی کردن دانش و استفاده‌ی مؤثرتر ازآن در گسترش ظرفیت‌ها و ارتقای درجه‌ی بهره‌برداری از منابع است که تحقق یک اقتصاد دانش بنیان را ممکن می‌سازد.

همچنین اقتصاد دانش‌بنیان در تقسیم‌بندی‌های انجام گرفته توسط بانک جهانی دارای چهار شاخص می‌باشد: آموزش و توسعه منابع انسانی، زیرساخت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات، رژیم‌های اقتصادی و نهادی مناسب و سیستم شاخص ابداعات و نوآوری (Gorjizadeh & Sharifi, 2014). با توجه به مطالب یاد شده، این تحقیق در نظر دارد اثرات ارکان اقتصاد دانش‌بنیان بر افزایش صادرات غیرنفتی را مورد بررسی قرار دهد.

۲- مبانی نظری

۲-۱- سیر تحول و مفهوم اقتصاد دانش‌بنیان

سازمان اقتصادی همکاری و توسعه تلاش‌های زیادی برای شاخص‌سازی در زمینه اقتصاد دانش‌بنیان انجام داد، بالاخره برای اولین بار چارچوب مدونی از واژه اقتصاد دانش‌بنیان در قالب سند وزارتی کمیته سیاست‌گذاری علم و فناوری کانادا منتشر شد. این سند تعیین کننده جایگاه مدل‌های جدید رشد و عملکرد ابداعات در اقتصاد بوده است و به تکمیل پروژه به گونه‌ای که بتواند علاوه بر ضریب تولید، ضریب انتشار و بهره‌مندی از دانش را مشخص کند اشاره شده است. از این دهه به بعد تلاش‌های بسیار گسترده در گسترش ، تقویت و تلفیق مفهوم اقتصاد دانش‌بنیان انجام شد و مرزهای اقتصاد دانش بنیان با اقتصاد تولید محور روشن شده است (Smith, 2002). تعاریف مختلفی از اقتصاد دانش‌محور صورت گرفته که به دو مورد اشاره می‌کنیم؛ بر اساس تعریف سازمان اقتصادی همکاری و توسعه، اقتصاد دانش‌بنیان اقتصادی است که مستقیماً بر مبنای تولید، توزیع و مصرف دانش و اطلاعات قرار گرفته باشد.

بسیاری از اقتصاددانان بر این باورند که امروزه دیگر حجم سرمایه و اندازه‌ی بازار در توسعه اقتصادی ملل نقش اساسی ندارد، بلکه این نقش را دانش و فناوری به عهده دارد. کمیته اقتصادی اپک ایده سازمان اقتصادی همکاری و توسعه را گسترش می‌دهد و می‌گوید تولید و توزیع و کاربرد دانش عامل محرکه رشد اقتصادی است و تنها متکی به صنایع با فناوری بالا نیست، بلکه هر صنعتی بنا به اقتضائات خود باید از دانش استفاده کند. به عبارت دیگر در این نوع اقتصاد تمام فعالیت‌های اقتصادی به شکلی بر دانش متکی هستند (Porfaraj, Keshavarz & Ansari, 2012)

بانک جهانی چهار رکن اقتصاد دانش‌بنیان را به صورت زیر تعریف می‌کند:

الف) رژیم های اقتصادی و نهادی(انگیزشی): یک اقتصاد سازمانی مناسب و یک رژیم سازمانی باید مشوق‌هایی را برای استفاده مناسب از دانش، ایجاد کند. عامل اقتصادی باید مشوق‌هایی را برای استفاده کارا و ایجاد دانش داشته باشند. علاوه بر این آن‌ها باید اقتصاد کلان شفاف و باثبات، سیاست‌های منظم در رقابت ایجاد کند. رژیم اقتصادی باید حداقلی از اختلالات قیمت را ایجاد کند (Dumagan, Gill & Ingram, 2002).

ب) آموزش و توسعه منابع انسانی: تنها یک جمعیت آموزش دیده و خبره می‌تواند به طور مناسبی دانش را ایجاد، توزیع و استفاده کند. یک جمعیت ماهر تحصیل کرده برای ایجاد کارایی، اکتساب، انتشار و به کارگیری دانش ضروری است و منجر به افزایش بازدهی کلی

عوامل تولید، و از این رو رشد و توسعه اقتصادی می‌شود. در حالی که آموزش پایه به قابلیت افراد برای افزایش ظرفیت یادگیری و استفاده اطلاعات کمک می‌کند (Dumagan et al, 2002).

ج) نظام کارای نوآوری و اختراعات: وجود سیستم نوآوری کارا برای ایجاد فناوری لازم است. بر اساس تئوری اقتصاد کلاسیک پیشرفت‌های فنی منبع اصلی رشد تولید و یک سیستم نوآوری مثمرثمر کلید اصلی برای چنین پیشرفت فنی است. در حال حاضر قابلیت در تولید به معنای قابلیت در علم و فناوری است.

د) زیر ساخت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات: یک زیرساخت اطلاعاتی مناسب می‌تواند پخش و پردازش اطلاعات را تسهیل نماید. زیر ساخت فناوری اطلاعات و ارتباطات بخش‌های مهمی از اقتصاد دانش‌بنیان است و به عنوان ابزار موثری برای توسعه پایدار شناسایی می‌شود. زیر ساخت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات به دسترسی و کارایی کامپیوترها، تلفن‌ها، دستگاه‌های رادیو و شبکه‌های متنوع که آن‌ها را به هم مرتبط می‌کند، اشاره دارد (Dumagan et al, 2002).

توجه به نقش دانش در اقتصاد موضوع جدیدي نیست، به گونه‌ای که می‌توان گفت در اقتصاد دانش‌بنیان، به دانش با اهمیت‌تر از گذشته نگریسته می‌شود(Porfaraj et al, 2012).

۲-۲- اهمیت اقتصاد دانش‌بنیان در توسعه صادرات غیرنفتی

صادرات متکی بر اقتصاد دانش‌بنیان، اهمیت ویژه‌ای در امنیت اقتصادی و صادرات پایدار و غیر خام دارد. چرا که مواد خام را می‌توان از هر محل دیگری بدست آورد و جایگزین‌های مختلفی برای آن در نظر گرفت. به عنوان مثال وجود نفت کشورهای خاور میانه باعث می‌شود که کشورهای غربی با اتکا به این جایگزین‌ها، راحت‌تر در مورد تحریم نفتی ایران صحبت کنند. اما زمانی که محصول متکی بر دانش باشد نمی‌توان به راحتی جایگزین‌هایی برای آن پیدا کرد. همچنین وقتی اقتصاد کشورها دچار بحران و کمبودهای اقتصادی می‌شود، ابتدا محدودیت‌ها بر کالاها و خدمات غیر تخصصی تحمیل می‌شود و تولیدات متکی بر دانش، آخرین انتخاب‌های محدودکننده کشورها می‌باشد؛ چرا که قبل از هر محصولی، به وجود تولیدات دانش‌بنیان نیاز است.

نکته‌ای که باید همواره در نظر داشت این است که برای دستیابی به اقتصاد دانش‌بنیان، فقط تولید اطلاعات و پرداختن به آموزش و پژوهش کافی نیست، بلکه به کارگیری آن‌ها در استفاده از منابع اقتصادی به صورت کاربردی موثر است. مدل¬های اولیه‌ی رشد اقتصادی بیشتر بر عوامل فیزیکی تولید به عنوان منابع تولید تاکید کرده‌اند، اما در مدل‌های جدید رشد، عامل دیگری نیز با عنوان بهره‌وری عوامل تولید معرفی می‌شود و دانش یکی از موثرترین عوامل در بهره‌وری و رشد اقتصادی مطرح می‌گردد (Mohammadzadeh & Yahyavi Dizaj, 2015). بر طبق متن سند چشم انداز ۲۰ ساله کشور، جمهوری اسلامی ایران باید در افق ۱٤۰٤ هجری شمسی کشوری توسعه یافته با جایگاه اول اقتصادی، علمی و فناوری باشد. در همین راستا نقشه جامع علمی کشور توسط شورای عالی انقلاب فرهنگی تصویب شده که راهبردهای کلان و اقدامات ملی در حوزه توسعه علمی و فناوری را به صورت کامل ترسیم نموده است. به عنوان مثال یکی از اهداف کلان این نقشه راه، افزایش تولید محصولات و خدمات مبتنی بر دانش و فناوری داخلی به بیش از ۵۰ درصد تولید ناخالص داخلی در افق ۱٤۰٤ می‌باشد (Mohammadzadeh & Yahyavi Dizaj, 2015). برای تحقق این موضوع توجه به شاخص های اقتصاد دانش‌بنیان (زیر ساخت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات و سیستم شاخص ابداعات و نوآوری) و صادرات غیرنفتی ضروری به نظر می‌رسد.

۳- پیشینه تحقیق

در زمینه اقتصاد دانش‌بنیان و تأثیر آن بر متغیرهای اقتصادی مطالعات متعددی صورت گرفته است که برخی از آن‌ها عبارت‌اند از:

محتشمی و همکاران(۱۳۹۴) به بررسی اثر اقتصاد دانش‌بنیان بر توسعه صادرات غیرنفتی ایران با تاکید بر برنامه‌های توسعه اقتصادی با استفاده از روش VAR پرداخته است. نتایج بدست آمده وجود رابطه بلندمدت میان صادرات غیرنفتی و سایر متغیرهای مدل از قبیل (شاخص موجودی دانش، شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی داخلی، درآمد ملی و نرخ واقعی ارز) را تایید می‌نماید. نتایج بدست آمده در بخش دوم مطالعه که به تفکیک اثر شاخص موجودی دانش پرداخته است، نشان می‌دهد که شاخص موجودی دانش در تمامی

برنامه‌های توسعه دارای اثر مثبت بوده ولی تنها در برنامه سوم توسعه اثر این متغیر بر صادرات غیرنفتی از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد (Mohtashami, Mousavi Ghaydari & Ishaqi, 2015).

گرجی‌زاده و شریفی (۱۳۹۳) به ارزیابی نقش اقتصاد دانش‌بنیان در کنترل تورم پرداخت. در این مقاله اثر اقتصاد دانش‌بنیان بر کنترل تورم را در ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه ۱۳۹۰-۱۳۵۷ با استفاده از مدل خود توضیحی با وقفه‌های گسترده[1] مورد آزمون و تحلیل قرار می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که بین محورهای مختلف اقتصاد دانش بنیان (آموزش و توسعه انسانی، رژیم اقتصادی ونهادی، زیر ساخت‌های اطلاعاتی و سیستم شاخص ابداعات و نوآوری) وتورم رابطه بلندمدت برقرار بوده و تمام محورهای اقتصاد دانش بنیان به جزء شاخص آموزش تأثیر منفی ومعنی‌داری بر تورم دارند، در حالی که نتایج تأثیر مثبت شاخص آموزش و توسعه منابع انسانی بر تورم را نشان می‌دهد (Gorjizadeh & Sharifi, 2014).

ابونوری و همکاران (۱۳۹۲) در تحقیقی با عنوان بررسی نقش مولفه‌های اقتصاد دانش‌بنیان بر بهره‌وری کل عوامل تولید به این نتیجه دست یافت که شاخص نوآوری و اختراعات بیشترین تأثیر را بر بهره‌وری دارد و در حالت کلی به این نتیجه رسید که استفاده هر چه بیش‌تر از مولفه‌های اقتصاد دانش باعث رشد بیش‌تر بهره‌وری کل عوامل تولید و در نتیجه رشد اقتصادی بیش‌تر می‌شود (Abonouri, Hanatah & ghorbani, 2013) .

امجدی و همکاران (۱۳۹۱) به ارزیابی تحلیل تأثیر شاخص‌های اقتصاد دانش‌محور بر تولید ناخالص داخلی کشورها پرداخت. نتایج گویای آن است که که توسعه انسانی، رژیم اقتصادی و مشوق اقتصادی، سیستم نوآوری و ابداع، آموزش منابع انسانی و زیر ساختهای اطلاعاتی بر تولید ناخالص کشورها تأثیر دارد (Amjadi, Rahbari Banaian & Soltani Fasqendis ,2012).

ناظمی و اسلامی‌فر (۱۳۸۹) به بررسی اقتصاد دانش‌بنیان و توسعه پایدار می‌پردازد، یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد، رابطه معنی‌داری میان توسعه اقتصادی و درجه دانش‌یافتگی اقتصاد وجود دارد. از نتایج دیگر تحقیق قابل تایید بودن کلی منحنی زیست محیطی کوزنتس در مقیاس جهانی است. این بررسی همچنین به تحلیل این فکر می‌پردازد که گسترش آموزش و تحقیقات علمی محض، برای ارتقاء سطح توسعه یافتگی کافی نبوده و پیشرفت علمی و اقتصادی، مستلزم تحول محیط اقتصادی در طول زمان و کاربردی‌شدن دانش پیشرفته در متن زندگی اقتصادی، بویژه در فرآیند جهانی‌شدن، تولید و تجارت است (Nazeman & Islamifar, 2010).

بهبودی و امینی (۱۳۸۹) به بررسی رابطه بلندمدت اقتصاد دانش‌بنیان و رشد اقتصادی در ایران پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که بین محورهای مختلف دانش (سرمایه انسانی و آموزش، رژیم‌های نهادی و اقتصادی و زیر ساخت‌های اطلاعاتی) رابطه بلندمدت وجود دارد و تمام محورهای دانش تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی ایران دارند. همچنین ضریب مقدار تصحیح خطا[2] منفی و کوچک می‌باشد و لذا سرعت تعدیل از کوتاه‌مدت به بلندمدت بطیی و کند است (Behboodi & Amiri, 2010).

مایکلی (۱۹۷۷) نشان داد که رشد صادرات و رشد اقتصادی با یکدیگر همبستگی مثبتی دارند و هر چه یک کشور کمتر توسعه یافته به طور نسبی از توسعه یافتگی بیشتری برخوردار شود این همبستگی مثبت قوی‌تر می‌شود (Michaely, 1977).

چن و دالمان (۲۰۰۴)، طی مطالعه‌ای تأثیر جنبه‌های مختلف دانش بر رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه برای هر کدام از محورهای اقتصاد دانش بنیان از شاخص‌های متعددی استفاده شده است در این مدل علاوه بر متغیرهای دانش از دو متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه اولیه(برای آزمون شرط همگرایی) و سرمایه‌گذاری فیزیکی (به دلیل تأثیر انکارناپذیر این متغیر بر رشد اقتصادی) نیز استفاده گردیده است. نتیجه این مطالعه تأثیر مثبت جنبه‌های مختلف دانش بر رشد اقتصادی است (Chen & Dahlman, 2004).

گرانت و همکاران (۲۰۱۰) در تحقیقی با عنوان تکنولوژی اطلاعات و ارتباطات برای همزیستی صنعتی به این نتیجه دست یافتند که ابزارهای تکنولوژی اطلاعات و ارتباطات زیادی برای توسعه همزیستی صنعتی ساخته شده‌اند، ولی نتایج این تلاش نامشخص است (Grant, Seager, Massard & Nies, 2010).

---

[1] Auto Regressive Distributed Lag

[2] Error Correction Model

مطالعات مختلفی به بررسی رابطه بین محورهاي مختلف دانش در چارچوب اقتصاد دانش‌بنیان و رشد اقتصادي پرداخته و نشان داده‌اند که محورهاي اقتصاد دانش‌بنیان شاخص ابداعات و نوآوری، آموزش و توسعه منابع انسانی، رژیم‌هاي اقتصادي و نهادي و زیر ساختهاي اطلاعاتی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادي دارند. همچنین مطالعه مایکلی (۱۹۷۷) به بررسی رابطه بین صادرات و رشد اقتصادی پرداخته است (Michaely, 1977). بنابراین در این تحقیق با استفاده از فرض انتقال‌پذیری رابطه میان تأثیر اقتصاد دانش‌بنیان را بر صادرات غیرنفتی مورد بررسی قرار گرفته است.

۴- معرفی، تصریح مدل و تحلیل نتایج

۴-۱- معرفی مدل(ارائه الگوی خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)

یکی از تکنیک‌هایی که روابط بلند مدت و کوتاه مدت بین متغیروابسته و سایر متغیرهای توضیحی را توضیح می‌دهد مدل ARDL است و به دلیل اجتناب از مشکلاتی همچون خود همبستگی و درونزایی، ناریب و کارا هستند.

یک مدل الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی به طور کلی به صورت رابطه (۱) نشان داده می‌شود.

$$Y_t = aX_t + bX_{t-1} + cY_{t-1} + u_t \quad (۱)$$

برای کاهش اریب موجه‌تر است تا حد امکان از الگویی استفاده شود که تعداد وقفه‌های زیادی برای متغیرها، همانند رابطه (۲) در نظر بگیرد.

$$\emptyset(L,P) = \sum_{i=1}^{k} b_i\,(L,q_i)X_{it} + \acute{c}w_t + u_t \quad (۲)$$

الگوی فوق یک الگوی خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی نام دارد، که در آن داریم:

$$\phi(L,P) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \cdots . - \phi_P L^P \quad (۳)$$

$$b_i(L,q_i) = \ b_{i0} + \ b_{i1}\mathrm{L} + \ b_{iq}L^P \qquad \mathrm{i} = 1,2,\dots,\mathrm{k} \quad (۴)$$

L عملگر وقفه و w_t برداري از متغیرهای ثابت مثل عرض مبدأ، متغیرهاي مجازی، روند زماني و سایر متغیرهاي برون‌زا است. P تعداد وقفه‌هاي به کار رفته براي متغیر وابسته ، q تعداد وقفه‌هاي مورد استفاده براي متغیرهای مستقل (X_{it}) و k نیز تعدا متغیرهای توضیحی می‌باشد.

تعداد وقفه‌هاي بهینه براي هریك از متغیرهاي توضیحي را مي‌توان با کمك یکي از ضوابط آکائیك[۳]، شوارتز- بیزین[۴]، حنان- کوئین[۵] و یا ضریب تعیین تعدیل شده[۶] تعیین کرد. معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارتز- بیزین استفاده می‌شود ، تا درجه آزادی زیادی از بین نرود. این معیار در تعیین وقفه‌ها صرفه‌جویي مي‌نماید و در نتیجه، تخمین از درجه آزادي بیشتري برخوردار خواهد بود (Pesaran & Shin, 1996).

محاسبه ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از این رابطه به دست می‌آیند:

$$\theta_i = \frac{\hat{b}_i(L,q_i)}{1-\hat{\phi}(L,P)} = \frac{\hat{b}_{i0}+\hat{b}_{i1}+\cdots+\hat{b}_{iq}}{1-\hat{\phi}_1-\hat{\phi}_2-\cdots-\hat{\phi}_p} \quad \mathrm{i} = 1,2,\dots,\mathrm{k} \quad (۵)$$

رابطه (۵)، مقدار آماره t مربوط به ضریب بلندمدت را نشان می‌دهد، که اگر قدر مطلق t به دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارایه شده توسط بنرجی بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلند مدت پذیرفته می‌شود (Pesaran & Shin, 1996).

الگوی تصحیح خطا (ECM) با وارد کردن پسماند پایا از یک رابطه بلندمدت، نیروهای مؤثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک‌شدن به مقدار تعادلی بلندمدت را اندازه‌گیری می‌کند. ضریب تصحیح خطا که با علامت منفی ظاهر می‌شود، بیانگر آن است که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه بلند مدت نزدیک می‌شود.

---

[3] Akaike Criter
[4] Schwarz Bayesian
[5] Hannan-Quinn Criter
[6] R-Bar Squared

۲-۴- تصریح مدل

در چهارچوب مبانی نظری و مطالعات تجربی موجود رابطه بین اقتصاد دانش‌بنیان و صادرات غیر نفتی به صورت زیر تصریح شده است (Behboodi & Amiri, 2010).

که با گرفتن لگاریتم از طرفین و تبدیل الگو به شکل خطی عوامل اثرگذار برآورد گردیده است.

$$LY = F(LEIR\ , LET, LITA, LICT, LER, LCPI) \quad (۶)$$

متغیرهای مدل به شرح زیر می‌باشد:

(EIR) رژیم نهادی و اقتصادی[۷]:

باید از معیارهایی استفاده شود که کارایی و شفافیت قوانین و همچنین ثبات اقتصادی را نشان دهند. از جمله معیارهای استفاده شده در مقالات معتبر در این زمینه می‌توان به معیار موانع تعرفه‌ای و غیر تعرفه‌ای، کیفیت قوانین، حقوق مالکیت معنوی و معیار باز بودن[۸] اشاره کرد. در این مقاله به دلیل محدودیت دسترسی به داده‌ها تنها از معیار باز بودن اقتصاد استفاده شده است (Mehrara & Rezaei Bergshadi, 2016). این معیار نشان‌دهنده محیطی شفاف و باثبات برای فعالیت‌های اقتصادی است.

(ET)آموزش و توسعه منابع انسانی[۹]:

متغیرهای این بخش کمیت و کیفیت دسترسی و استفاده از دانش را نشان می‌دهند. در این مطالعه برای نشان دادن این محور از معیار نرخ باسوادی استفاده شده است.

(ITA) شاخص ابداعات و نوآوری‌ها[۱۰]:

میزان خلق ایده‌های جدیدی در داخل کشور و کاربرد آن در فرآیند تولیدی را نشان می‌دهد. متغیرهایی که برای این محور در نظر گرفته می‌شود معمولاً شامل متغیرهایی چون تعداد مقالات علمی چاپ شده و امتیازنامه‌های حق اختراع می‌باشد.

(ICT) فناوری اطلاعات و ارتباطات[۱۱]:

می‌توان از معیارهایی نظیر تعداد خطوط تلفن ثابت یا همراه، تعداد کامپیوتر، کاربران اینترنتی و مخارج انجام‌شده برای بخش (ICT) و یا حجم تجارت الکتریکی استفاده کرد، برای نشان‌دادن این بخش از دانش از معیار درصد خانوارهایی که دارای خطوط تلفن ثابت هستند استفاده می‌شود، به این دلیل که در بخش قابل توجهی از دوره مورد بررسی (۱۳۵۷-۱۳۹۵) عملاً کامپیوتر شخصی و دسترسی به اینترنت وجود نداشته است، لذا دسترسی به سری زمانی آن‌ها مقدور نبوده و برای برخی دیگر از معیارها نیز داده‌های محدودی وجود دارد لذا در این بخش از معیار درصد خانوارهای دارای تلفن استفاده شده است.

(LER) نرخ ارزاسمی:

نرخ نقدی اسمی ارز خارجی در مقابل نرخ ارز واقعی، که بر مبنای تغییرات در قدرت خرید تعدیل گردیده است.

(CPI) شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرف داخلی:

این شاخص به عنوان وسیله‌ای برای اندازه‌گیری سطح عمومی قیمت کالاها و خدمات مورد مصرف خانوارها و یکی از بهترین معیارهای سنجش تغییر قدرت خرید پول داخل کشور، به شمار می‌رود.

روش جمع‌آوری داده‌ها به صورت سری زمانی است که مربوط به سال‌های ۱۳۵۷-۱۳۹۵ می‌باشد. که آمارهای مورد استفاده نیز از بانک جهانی جمع آوری شده است و برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم افزار Microfit4, Eviews9 استفاده شده است.

---

[7] Economic Incentive and Institutional Regime (EIR)

[8] Trade

[9] Education and Training(ET)

[10] Innovation and Technological Adoption(ITA)

[11] Information and Communications Technologies (ICT)

۴-۳- تحلیل نتایج

۴-۳-۱- ایستایی

پيش از برآورد الگو لازم است ايستايي[12] متغيرها بررسي شود. ايستايي متغيرهاي سري زماني پيش‌شرط اساسي در برآورد الگوهاي اقتصادي است. به منظور بررسي ايستايي متغيرهاي سري زماني از آزمون‌هاي ديكي فولر تعميم يافته[13] و فيليس پرون[14] استفاده شده است.

جدول ۱. بررسی تفاضل مرتبه اول متغیرهای الگو براساس آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته و فیلیپس پرون
مأخذ:نتایج تحقیق

Table 1. Investigating the first-order difference of pattern variables based on the generalized Dickey-Fuller Unit Root test and Phillips Prone
Source: Research calculations

متغیر	(ADF)	مقادیربحرانی			نتیجه آزمون	(PP)	مقادیربحرانی			نتیجه آزمون
		۱٪	۵٪	۱۰٪			۱٪	۵٪	۱۰٪	
LY	-۳/۶۴	-۳/۶۳	-۲/۹۴	-۲/۶۱	I(1)	-۳/۷۰	-۳/۶۳	-۲/۹۴	-۲/۶۱	I(1)
LEIR	-۴/۰۸	-۳/۶۳	-۲/۹۴	-۲/۶۱	I(1)	-۴/۴۴	-۳/۶۳	-۲/۹۴	-۲/۶۱	I(1)
LET	-۳/۲۹	-۳/۶۳	-۲/۹۴	-۲/۶۱	I(0)	-۲/۹۵	-۳/۶۳	-۲/۹۴	-۲/۶۱	I(0)
LITA	-۵/۵۲	-۳/۶۳	-۲/۹۴	-۲/۶۱	I(1)	-۵/۵۶	-۳/۶۳	-۲/۹۴	-۲/۶۱	I(1)
LICT	-۳/۱۶	-۳/۶۳	-۲/۹۴	-۲/۶۱	I(1)	-۳/۱۸	-۳/۶۳	-۲/۹۴	-۲/۶۱	I(1)
LER	-۵/۵۵	-۳/۶۳	-۲/۹۴	-۲/۶۱	I(1)	-۵/۵۴	-۳/۶۳	-۲/۹۴	-۲/۶۱	I(1)
LCPI	-۴/۷۲	-۳/۶۳	-۲/۹۴	-۲/۶۱	I(0)	-۳/۹۴	-۳/۶۳	-۲/۹۴	-۲/۶۱	I(0)

۴-۳-۲ هم جمعی[15] و آزمون کرانه‌ها[16]

در صورتي كه متغيرها ايستا نباشند لازم است، براي جلوگيري از مسئله رگرسيون كاذب، وجود رابطه هم‌تجمعي بين آنها بررسي شود. پيش از اين از روش‌هاي انگل-گرنجر و يوهانسون براي بررسي رابطه همجمعي ميان متغيرها استفاده مي‌شد، مسأله‌اي كه در ارتباط با روش‌هاي مذكور وجود دارد، لزوم هم جمعي بودن تمام متغيرها از درجه يك مي‌باشد. مهمترين مزيت آزمون كرانه‌ها نسبت به روش‌هاي پيشين اين است كه بدون توجه به جمعي متغيرها از يك درجه (صفر يا يك) به تبيين روابط بلندمدت مي‌پردازد.

بنابراين با توجه به پايايی متغيرهای پژوهش، از روش آزمون كرانه‌ها براي بررسي وجود رابطه هم جمعی بين متغيرها استفاده مي‌شود. اگر آماره محاسباتي بزرگتر از مقدار بحراني كرانه بالا باشد، مي‌توان بدون توجه به درجه جمعي متغيرها فرض صفر مبني بر نبود ارتباط بلندمدت را رد نمود. بر عكس اگر آماره آزمون پايينتر از مقدار بحراني كرانه پائين قرار گيرد، فرض صفر را نمي‌توان رد نمود. نهايتاً اگر آماره آزمون بين كرانه‌هاي بالا و پائين قرار گيرد، نتيجه آزمون نامشخص مي‌باشد. مشاهده مي‌شود آزمون كرانه‌ها در سطح معني‌داري ۱ درصد، ارتباط بلندمدت ميان متغيرهای مدل را نشان می‌دهد.

---

[12] Stationary
[13] Augmented Dickey Fuller
[14] Phillips-Perron
[15] Cointegration
[16] Bound test

جدول ۲. آزمون کرانه‌ها برای بررسی روابط بلندمدت
مأخذ:نتایج تحقیق

Table 2. Bound test for long-term relationships
Source: Research calculations

		۰/۱۰		۰/۰۵		۰/۰۱	
	$F-Statistic$	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F	۱۱/۰٤	۲	۳/۰۹	۲/۵٦	۳/٤۹	۳/۲۹	٤/۳۷

۲-۳-۴- برآورد مدل

بیشتر مطالعات اخیر بر این نکته اشاره دارند که رویکرد خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی بر دیگر روش‌های مرسوم همچون انگل و گرنجر برتری دارد. یکی از دلایل برتر دانستن این رویکرد این است که این روش صرف نظر از اینکه متغیرهای موجود در مدل I(0) یا I(1) هستند، قابل کاربرد است. دلیل دیگر اینکه این روش در نمونه‌های کوچک یا محدود کارایی نسبتاً بیشتری در مقایسه با روش‌های دیگر دارد (Fadai & Derakhshan, 2015). همچنین با توجه به جدول ۱ داده‌های سری زمانی این مطالعه همان گونه که بیشتر انتظار می‌رود اغلب ناایستا بوده و استفاده از روش حداقل مربعات معمولی می‌تواند به نتایج گمراه کننده‌ای بیانجامد، لذا جهت برآورد الگوی مورد نظر از رهیافت خود توزیع با وقفه گسترده استفاده شده است. لازم به ذکر است که داده‌ها به صورت سالانه بوده و با توجه به محدودبودن تعداد مشاهدات و به دلیل این که درجه آزادی زیادی از دست ندهیم، برای تمامی مدل‌ها، طول وقفه بهینه با در نظر گرفتن حداکثر وقفه ۲، بر اساس معیار آکاییک صورت گرفته است (Gorjizadeh & Sharifi, 2014).

در نهایت الگوی ARDL(2,0,2, 2,1,0,0,2) بر اساس این ضابطه انتخاب گردید. نتایج حاصل از دوره کوتاه مدت در جدول ۳ بیان شده است. همان طور که از نتایج مشخص است ضریب تعیین R2 و آماره F حاکی از قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌ها دارد.

جدول ۳. نتایج تخمین کوتاه مدت مدل ARDL(2,0,2, 2,1,0,0,2)
مأخذ:نتایج تحقیق

Table 3. Results of short-term estimation model ARDL(2,0,2, 2,1,0,0,2)
Source: Research calculations

متغیرها	ضرایب برآورد شده	آماره t	احتمال
LY(-1)	۱/۱۳۷	۶/۶۶	۰/۰۰۰
LY(-2)	-۱/۰۵۳	-۵/۵۱	۰/۰۰۰
LEIR	-۰/۴۸۹	-۳/۰۷	۰/۰۰۶
LET	۳/۶۷	۱/۰۷	۰/۲۹۵
(-1)LET	۹/۰۴	۲/۰۱	۰/۰۵۰
LITA	-۱/۸۳۵	-۳/۰۹	۰/۰۰۶
LICT	۰/۶۵۲	۰/۷۲۳	۰/۴۷۸
LICT(-1)	۱/۶۷۳	۲/۰۲	۰/۰۵۰
LER	۰/۰۷۰	۰/۸۴	۰/۴۰۹
LER(-1)	۰/۲۱۶	۲/۵۷	۰/۰۱۹
LCPI	۰/۲۰۴	۲/۲۱	۰/۰۳۹
F=۸۵/۹۰ (۰/۰۰۰)		۰/۹۸R-squared=	

با توجه به جدول ۳، نتایج تخمین کوتاه مدت نشان می‌دهد شاخص آموزش و توسعه منابع انسانی (ET) با یک وقفه و ضریب ۹/۰۴، شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) با یک وقفه و ضریب۱/۶۷۳ به طور مثبت و معنی‌داری بر صادرات غیر نفتی اثر گذار هستند.

شاخص ابداعات و نوآوری (ITA) به طور منفی و معنی‌داری با ضریب ۱/۸۳۵و شاخص رژیم نهادی و اقتصادی (EIR) با ضریب ۰/۴۸۹ اثر منفی و بی معنی بر صادرات غیر نفتی دارند.

همچنین نتایج گویای آن است که، در بین شاخص‌های اقتصاد دانش‌بنیان شاخص آموزش و توسعه منابع انسانی بیشترین تأثیر را در کوتاه مدت بر صادرات غیرنفتی ایران داشته است. در واقع سرمایه‌گذاری در زمینه آموزش و توسعه منابع انسانی توانسته است در کوتاه مدت منجر به افزایش صادرات غیر نفتی در ایران شود.

پس از اطمینان از وجود رابطه کوتاه مدت می‌توان، روابط بلندمدت را تفسیر نمود. در جدول ٤ نتایج رابطه بلندمدت مدل آورده شده است.

جدول ۴. نتایج تخمین بلندمدت مدل ARDL(2,0,2, 2,1,0,0,2)
مأخذ:نتایج تحقیق

Table 4. Results of long-term estimation model ARDL(2,0,2, 2,1,0,0,2)
Source: Research calculations

متغیرها	ضرایب برآورد شده	آماره t	احتمال
LEIR	-۰/۵۳۳	-۴/۲۹	۰/۰۰۰
LET	۰/۹۵۴	۴/۰۷	۰/۰۰۱
LITA	-۲/۰۰	-۳/۴۹	۰/۰۰۲
LICT	۱/۱۱	۴/۲۰	۰/۰۰۰
LER	-۰/۱۰۳	-۰/۸۸	۰/۳۸۷
LCPI	۰/۲۲۳	۲/۴۳	۰/۰۲۵

نتایج جدول ٤ که روابط بلند مدت بین شاخص‌های اقتصاد دانش بنیان بر صادرات غیر نفتی را نشان می‌دهد گویای آن است که، شاخص ابداعات و نوآوری (ITA) با ضریب (-۲/۰۰) و شاخص رژیم اقتصادی و نهادی (EIR) با ضریب (-۰/۵۳۳) اثر منفی و معنی‌داری را در بلندمدت با صادرات غیر نفتی ایران داشته است.از سوی دیگر شاخص آموزش و توسعه منابع انسانی (ET) و فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) به ترتیب با ضریب (۰/۹۵۴)و (۱/۱۱) اثر مثبت و معنی‌داری با متغیر وابسته مدل دارند.

نتایج گویای آن است که، در بین شاخص‌های اقتصاد دانش بنیان شاخص ابداعات و نوآوری (ITA) و شاخص رژیم اقتصادی و نهادی (EIR) کمترین تأثیر را در بلندمدت بر صادرات غیرنفتی داشته است.

در واقع سرمایه‌گذاری در زمینه ابداعات و نوآوری (ITA) منجر به افزایش صادرات غیر نفتی در ایران نشده است. اگرچه سرمایه‌گذاری زیادی در زمینه استفاده از مقالات علمی و اختراعات ثبت شده انجام گردیده است. شاید بتوان گفت دانش نظری و علمی در کشور قابلیت تبدیل‌شدن به دانش کاربردی و تولیدی را ندارد؛ چرا که هرچند در سال۲۰۱۲ ایران با ارائه ۳۷ هزار مقاله رتبه اول پژوهش قابل استناد را در منطقه از آن خود کرد و در همین سال رتبه میان ۲۲۵ کشور جهان به لحاظ تولید مقالات علمی قابل استناد ۱۷ بوده است؛ اما این طرح‌های تحقیقاتی نتوانسته است با بخش‌های اقتصاد و صنعت کشور ارتباط برقرار کنند. طبق آمارها، سهم صادرات کالاهای با فناوری بالا از تولید در سال ۲۰۱۲ برای کشور ایران معادل ۰/۷ درصد و برای کشورهای مالزی، سنگاپور، کره، فرانسه و آمریکا به ترتیب معادل ۵۷/۲، ۸۷، ۱۰/۷، ۱۰/۵، ۸ و۵/۶ درصد بوده است که نشان از توان بالای کشورهای اخیر در زمینه استفاده از فناوری در بخش‌های مختلف تولیدی و اقتصادی است.

در رابطه با رژیم اقتصادی و نهادی (EIR) در ایران می‌توان بیان نمود که حضور و رقابت تولیدکنندگان داخلی در عرصه بازارهای بین المللی با توجه به بافت نیمه سنتی صادرات و بهره‌وری وکیفیت پایین آن، اثرات منفی و معنی‌داری بر صادرات غیر نفتی در بلندمدت داشته است. اگر چه بعضی از اقتصاددانان و سیاست‌گذاران معتقدند بازبودن تجاری(محدودیت تجاری کمتر) منجر به عملکرد کلان اقتصادی بهتر و رشد صادرات می‌شود اما نتایج حاصل از این تحقیق و نظر بعضی از اقتصاددانان گویای آن است که آزادسازی سریع تجاری، به خصوص در کشورهایی که با مشکلات ساختاری و نهادی روبرو هستند منجر به ایجاد مشکلاتی گردیده است.

در رابطه با شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) بر صادرات غیر نفتی می‌توان بیان نمود که در طی سالهای ۱۳۵۷-۱۳۹۵ شاهد پیشرفت‌های قابل توجهی در این زمینه بوده‌ایم. که این شاخص در بلندمدت توانسته است اثر مثبت و معنی‌داری بر صادرات غیر نفتی ایران داشته باشد.

در رابطه با اثر مثبت و معنی‌دار شاخص آموزش و توسعه منابع انسانی(ET) در بلندمدت می‌توان این گونه بیان نمود که گسترش سرمایه انسانی اغلب شرایط نوآوری و ارتقاء بهره‌وری نیروی انسانی و کاهش هزینه تولید را فراهم می‌آورد. و از این طریق می‌توانیم به ارتقای کیفیت نهاده‌های تولید و رشد صادرات غیرنفتی دست یابیم.

نتایج گویای آن است که بین نرخ ارز اسمی و صادرات غیرنفتی رابطه منفی و بی‌معنایی در بلند مدت وجود دارد. که با توجه به تئوری‌های اقتصادی افزایش نرخ ارز به طور مستقیم موجب افزایش صادرات غیرنفتی می‌شود. اما با توجه به ویژگیهای اقتصاد کشور ما تأثیرات غیر مستقیم این افزایش نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی در جهت کاهش صادرات غیرنفتی بوده است. به گونه‌ای که افزایش نرخ ارز منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها شده و قدرت رقابت کالاهای تولید داخل را در بازارهای بین المللی کاهش می‌دهد. با توجه به نتایج بدست آمده رابطه مثبت و معنی‌داری بین شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی داخلی و صادرات غیر نفتی وجود دارد، دلیل آن را می‌توان ناشی از این دانست که تقریباً ۷۸ درصد از واردات کشور را واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای تشکیل می‌دهد، لذا افزایش صادرات غیرنفتی موجب گران‌شدن این کالاها برای اقتصاد داخلی شده است و این امر در نهایت به کاهش توان تولید یا افزایش هزینه‌های تولید که منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌های داخلی می‌شود گردیده است.

همچنین ضرایب نرخ ارز اسمی و شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی داخلی نشانگر آن است که این دو عامل، در مقایسه با شاخص‌های اقتصاد دانش‌بنیان در تعیین صادرات محصولات غیرنفتی از نقش ضعیف‌تری برخوردار بوده و صادرات غیرنفتی واکنش معنی‌داری به متغیر نرخ ارز اسمی از خود نشان نداده است.

بنابراین با در نظر گرفتن نتایج به دست آمده می‌توان استدلال کرد که ساختار صادرات غیرنفتی به گونه ایست که تحت تأثیر متغیرهای؛ آموزش و توسعه منابع انسانی، زیرساخت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات، رژیم‌های اقتصادی و نهادی مناسب و سیستم ابداعات و نوآوری قرار می‌گیرد.

در ادامه برای بررسی این که سرعت تعدیل عدم تعادل کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت به چه صورت انجام می‌پذیرد، از مدل تصحیح – خطا (ECM) استفاده شده است.

ضریب (ECM) در این مدل دارای علامت مورد انتظار و منفی و معنادار است که نشان دهنده تعدیل عدم تعادل کوتاه مدت درصادرات به سمت بلندمدت است، بنابراین وجود همگرایی را در مدل تایید می‌کند. بعلاوه این ضریب نشان می‌دهد که در صورت وارد شدن شوک و انحراف از تعادل، در هر سال ۹۱/۶ درصد از عدم تعادل کوتاه مدت تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود.

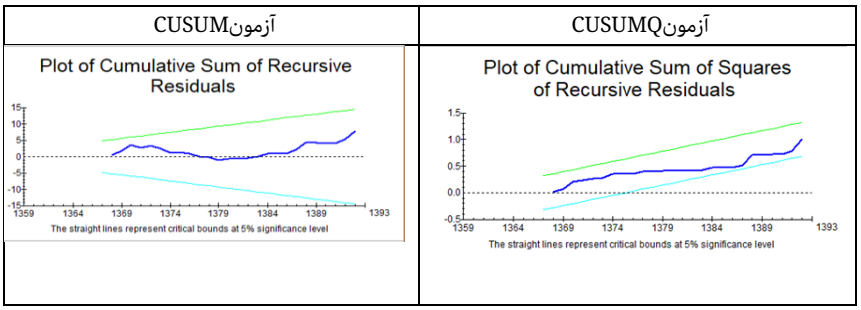
جدول ۵. نتایج الگوی تصحیح خطا(ECM)
مأخذ:نتایج تحقیق

Table 5. Results of Error Correction Model (ECM)
Source: Research calculations

متغیرها	ضرایب برآورد شده	آماره t	احتمال
LY(-1)	۱/۰۵۳	۵/۵۱	۰/۰۰۰
LEIR	-۰/۴۸۹	-۳/۰۷	۰/۰۰۵
LET	۳/۶۷	۱/۰۷	۰/۲۹۳
LET(−1)	۱۱/۸۳	۳/۲۴	۰/۰۰۴
LITA	-۱/۸۳	-۳/۰۹	۰/۰۰۵
LICT	۰/۶۵۲	۰./۷۲۳	۰/۴۷۷
LER	۰/۲۱۶	۲/۵۷	۰/۰۱۷
LCPI	۰/۲۰۴	۲/۲۱	۰/۰۳۷
ECM(-1)	-۰/۹۱۶	-۵/۰۱	۰/۰۰۰

۳-۳-۴- آزمون ثبات

آزمون مجموع انباشت پسماندهای عطفی[17] برای یافتن تغییرات سیستماتیک در ضرایب رگرسیون و آزمون مجموع مربعات انباشت پسماندهای عطفی[18] زمانی که انحراف از پایداری ضرایب رگرسیون اتفاقی و ناگهانی است مفید است. که اگر مسیر حرکت آزمون‌ها بین خطوط مستقیم واقع شود، می‌توان نتیجه گرفت که تابع صادرات غیرنفتی با ثبات است. بر اساس نمودار ۱ می‌توان متوجه گردید که تمام ضرایب با ثبات هستند.



نمودار ۱. آزمون ثبات
مأخذ:نتایج تحقیق با استفاده از نرم افزار Microfit

Figure 1. Stability test
Source: Research calculations

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مقاله تلاش شده است تا با استفاده از داده‌هاي سري زمانه سالانه اقتصاد ایران طی دوره زمانی (۱۳۵۷-۱۳۹۵) و با به کارگیري مدل خود رگرسیونی با وقفه‌هاي گسترده، اثر اقتصاد دانش‌بنیان را بر صادرات غیرنفتی مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظور، از محورهای اقتصاد دانش‌بنیان شامل محورهای: رژیم اقتصادی و نهادی، آموزش و توسعه منابع انسانی، زیرساخت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات و سیستم ابداعات و نوآوری استفاده شده است.

[17] Cumulative Sum of Residuals(CUSUM)
[18] Cumulative Sum of Squared Residuals (CUSUMQ)

نتایج این تحقیق نشان می‌دهد شاخص آموزش و توسعه منابع انسانی (ET) در کوتاه مدت بیشترین تأثیر مثبت را بر صادرات غیرنفتی ایران داشته است، که این مسئله می‌تواند نشان‌دهنده این باشد که در واقع سرمایه‌گذاری در زمینه آموزش و توسعه منابع انسانی توانسته است در کوتاه مدت منجر به افزایش صادرات غیرنفتی در ایران شود، بعلاوه شاخص ابداعات و نوآوری (ITA) اثرگذارترین عامل در بلندمدت بر صادرات غیر نفتی ایران است، و دارای تأثیر منفی و معنی‌داری می‌باشد. شاید بتوان گفت که مقالات علمی و اختراعات ثبت شده، نتوانسته است با بخش‌های اقتصاد و صنعت کشور ارتباط برقرار کنند. چون طبق آمارها سهم صادرات با فناوری بالا از تولید در کشور ما نسبت به سایر کشورها با وجود داشتن رتبه بالا در زمینه مقالات علمی و اختراعات ثبت شده کم بوده است.

در رابطه با اثر منفی و معنی‌دار شاخص رژیم اقتصادی و نهادی (EIR) بر صادرات غیرنفتی که دارای کمترین تأثیر در کوتاه‌مدت و بلندمدت در میان شاخص‌های اقتصاد دانش‌بنیان بر صادرات غیرنفتی بوده است، می‌توان این گونه بیان نمود که حضور و رقابت تولیدکنندگان داخلی در عرصه بازارهای بین‌المللی با توجه به بافت نیمه‌سنتی صادرات و بهره‌وری وکیفیت پایین آن، می‌تواند اثر معکوسی بر صادرات غیرنفتی ایران داشته باشد، اگرچه بعضی اقتصاددانان مخالف این قضیه هستند.

در رابطه با شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) بر صادرات غیرنفتی می‌توان بیان نمود، که این شاخص درکوتاه‌مدت و بلندمدت توانسته است اثر مثبت و معنی‌داری بر صادرات غیر نفتی ایران داشته باشد به این دلیل که در این زمینه در طی سالیان متمادی شاهد پیشرفت‌های چشمگیری در این زمینه بوده‌ایم. در حالت کلی نتایج حاصل از شاخص آموزش و توسعه منابع انسانی و شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات که دارای تأثیر مثبت ومعنی‌دار است،که با نتایج بهبودی و امینی (۱۳۸۹) و امجدی و همکاران (۱۳۹۱) هماهنگ است.

با توجه به نتایج بدست آمده پیشنهادات زیر ارائه می‌گردد:

۱- با توجه به تأثیر منفی و معنی‌دار شاخص ابداعات و نوآوری (ITA) و تأثیر مثبت و معنی‌دار شاخص آموزش و توسعه منابع – انسانی (ET) در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر صادرات غیرنفتی ایران پیشنهاد می‌شود محققین و مخترعین کشور را به انجام طرح‌های تحقیقاتی که مورد نیاز بخش‌های مختلف اقتصادی است ترغیب کنند و تسهیلات ویژه را در اختیار آن‌ها قرار دهند.

۲- در رابطه با تأثیر شاخص رژیم اقتصادی و نهادی (EIR) بر صادرات غیرنفتی که دارای کمترین تأثیر در بلندمدت بر صادرات غیرنفتی بوده است، پیشنهاد می‌گردد که با تغییر بافت نیمه‌سنتی صادرات ایران به سیستمی مدرن زمینه آزاد سازی تجاری را برای صادرات محصولات غیرنفتی ایران با استفاده از روش‌های علمی و روز دنیا فراهم شود.

قدردانی: از داوران محترم این مقاله، به خاطر نظرات ارزشمندشان بسیار سپاسگزار هستیم.

Acknowledgments: We thank the anonymous referees for their useful suggestions.

تضاد منافع: بدینوسیله نویسندگان اعلام می کنند که این اثر حاصل یک پژوهش مستقل بوده و هیچگونه تضاد منافعی با سازمان‌ها و اشخاص دیگری ندارد.

Conflict of Interest: The authors declare that there is no conflict of interest.

منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Reference

Abonouri, A., Hanatah,M., & ghorbani Jahed.A.R. (2013). Investigating the Role of Knowledge-Based Economy Components on Total Productivity of Factors. *Macroeconomic Research*, 8 (16), 31-52. Available at: http://jes.journals.umz.ac.ir/article_478.html [In Persian]

Amjadi, K., Rahbari Banaian G.R., & Soltani Fasqendis ,G.R. (2012). Analysis of the Impact of Knowledge-Based Economy Indicators on the Gross Domestic Product of Countrie, .*Journal of Productivity Management(Beyond Management)*, 6 (21), 83-103. Available at: http://jpm.iaut.ac.ir/article_519387.html [In Persian]

Behboodi,D., & Amiri, B., (2010). The Long-Term Relationship between Knowledge-Based Economy and Economic Growth in Iran. *Journal of Science and Technology Policy*, 2(4), 23-32. Available at: http://jstp.nrisp.ac.ir/article_12794.html [In Persian]

Chen, D. H. C., & Dahlman, C. J. (2004). *Knowledge and development: a cross-section approach* (Vol. 3366). World Bank Publications.

Dumagan, J., Gill, G., & Ingram, C. (2003). Industry-level effects of information technology use on overall productivity. *US Department of Commerce (Eds.), Digital economy*, *2003*, 45-60.

Fadai, M., & Derakhshan, M. (2015). Analysis of the Short and Long Term Impact of Economic Sanctions on Economic Growth in Iran, *Journal of Economic Growth and Development Research*, *5*(18), 113-132. DOI: 20.1001.1.22285954.1394.5.18.7.7 [In Persian]

Fakhrai,E., & Ahmady,H. (2011). Studying Factors Affecting Instability of Non-Oil Exports Exchange Revenues in Iran, *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE), 8*(2),123-149. DoI: 10.22055/JQE.2011.10603 [In Persian]

Gorjizadeh, A., & Sharifi Renani, H.(2014). The Role of Knowledge-Based Economy in Inflation Control, *Quarterly Journal of Economic Modeling*, *8*(26), 107-125. Available at: http://eco.iaufb.ac.ir/article_554784.html [In Persian]

Grant, G.B., Seager, T.P., Massard ,G., & Nies, L. (2010). Information and Communication Technology for Industrial Symbiosis, *Journal of Industrial Ecolog, 14*(5), 740-753.

Khezri,M., Shojaee A.N., & Fotros, M, H.(2019). Investigation of the Nonlinear Effects of Non-Oil Exports Determinants in Iran Using a Model with Variable Parameters over Time of TVP-VAR, *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE), 15*(4),113-134. DoI: 10.22055/JQE.2018.23814.1752 [In Persian]

Mehrara, M., & Rezaei Bergshadi, S. (2016). Investigation of Factors Affecting Economic Growth in Iran Based on Bayesian Weighted Average Least Squares (WALS) *Approach. Journal of Economic Growth and Development Research*. *6* (23), 89-114. DoI: 20.1001.1.22285954.1395.6.23.6.3 [In Persian]

Michaely, M. (1977). Exports and Economic Growth: an Empirical Investigation, *Journal of Development Economics*. *4*(1), 49-53.

Mohammadzadeh, Y., & Yahyavi Dizaj, J. (2015). The Importance and Role of Knowledge - Based Economy in the Development of Non Oil Exports, *Fourth Iranian Islamic Model Conference on Iranian Progress; Past, Present, Future*. Available at: https://4cp.olgou.ir/papers/336.pdf [In Persian]

Mohtashami, N., Mousavi Ghaydari, S.Z., & Ishaqi, S.R. (2015). The Impact of Knowledge-Based Economy on the Development of Iranian Non-Oil Exports. National Conference of Student Scientific-Student Association of Agriculture and Natural Resources, *College of Agriculture and Natural Resources*, University of Tehran. Available at: https://civilica.com/doc/457759 [In Persian]

Nazeman, H & Islamifar, A.R. (2010). Knowledge-Based Economy and Sustainable Development, *Journal of Knowledge and Development*, *17*(7), 184-213. Available at: https://danesh24.um.ac.ir/article_26964_4b7f84fb1e834f40aa5f4432c468e16a.pdf [In Persian]

Pesaran, M.H., & Shin, Y. (1996). Co-integration and speed of convergence to equilibrium. *Journal of Econometrics*. *71*(2), 43-117.

Porfaraj, A.R., Keshavarz ,H., & Ansari Samani, H. (2012). Culture - the Heart of Knowledge-Based Economy in Economic Growth and Development. *Specialized Journal of Cultural Engineering*. *6*(64). Available at: http://ensani.ir/fa/article/314875 [In Persian]

Smith, K.(2002). what is the Knowledge Economy? Knowledge Intensity and Distributed Knowledge Bases. The United Nations University, Insititute for New Technologies, UNU/INTECH Discussion Papers.ISSN 1564-8370.

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)

صفحه ی اصلی وب سایت مجله: www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

بررسی همبستگي زماني- تناوبي بين قيمت نفت، طلا و سهام بازار بورس تهران، با استفاده از تحليل چندگانه موجک (MWC)

اعظم محمدزاده*، محمدنبی شهیکی تاش** و کیانا زینتی***

*دکتری اقتصاد مالی، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، شهر زاهدان، ایران (نویسنده‌ی مسئول)

** دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده ی اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، شهر زاهدان، ایران.

*** کارشناس ارشد مدیریت صنعتی، گروه مدیریت، دانشکده مدیریت اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز، تبریز، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۳۰ شهریور ۱۳۹۷
تاریخ بازنگری: ۲۳ مرداد ۱۳۹۹
تاریخ پذیرش: ۱۴ آذر ۱۳۹۹
انتشار آنلاین از تاریخ ۱۴ آذر ۱۳۹۹

طبقه‌بندی JEL: G0,G02

واژگان کلیدی:
شاخص قیمت سهام، قیمت طلا، تحلیل موجک، هم‌بستگي چندگانه موجک

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: az.mohammadzadeh@gmail.com
0000-0002-3983-2379
آدرس پستی: ایران، سیستان و بلوچستان، زاهدان، خیابان دانشگاه، دانشگاه سیستان و بلوچستان کد پستی ۱۰۲۵۸۱۹۵۸

چکیده

بسياري از سري‌هاي زماني اقتصادي و مالي به ويژه قيمت‌هاي سهام مراحلي را گذرانده‌اند كه به نظر مي‌رسد رفتار آن‌ها در آن مراحل به طور قابل ملاحظه‌اي تغيير كرده است. اين تغيير رفتار در سري‌هاي زماني ممكن است طي زمان بر حسب ارزش ميانگين، واريانس يا كوواريانس ارزش‌هاي جاري سري زماني با ارزش‌هاي گذشته خود باشد. بطوری‌که امروزه تحلیل یک بازار به صورت مجزا از سایر بازارها تقریباً فاقد اعتبار بوده و نیاز است تحلیل‌گران، تحلیل‌های خود را بر اساس روابط بین بازارهای مختلف انجام دهند. علاوه بر این مطلب، توجه به ارتباط بین بازارهای مختلف به ویژه ارتباط بازارهای داخلی و بین‌المللی برای بررسی رفتار متغیرهای مختلف اقتصادی و سری‌های زمانی آن‌ها حائز اهمیت است. بازارهای نفت، طلا و سهام سیستم‌های اقتصادی پیچیده، متغیر با زمان، غیرخطی و چندمتغیره می‌باشند که عوامل مختلفی مانند عوامل سیاسی، نظامی، اقتصادی و عرضه و تقاضا و ... بر آن‌ها مؤثر است. و این مطالعات اندک نیز بر مدل‌های اقتصادسنجی GARCH، VAR و ..... که بر اساس رگرسیون‌های خطی بوده است، تمرکز داشته‌اند. با وجود اهمیت بررسی رابطه بین سه متغیر قیمت نفت خام، قیمت طلا و شاخص قیمت سهام، متاسفانه در داخل کشور تاکنون مطالعات کافی در این مورد انجام نشده است. با توجه به اینکه سری‌های زمانی نفت خام، قیمت‌های طلا و شاخص قیمت سهام، ترکیبی از اجزاء تناوب‌های مختلف هستند بنابراین رابطه بین این متغیرها در طول زمان تغییر کرده است و جداگانه بررسی کردن این متغیرها تنها اطلاعات جزئی و شاید گمراه کننده ارائه خواهد داد.

ارجاع به مقاله:
محمدزاده، اعظم، شهیکی تاش، محمدنبی و زینتی، کیانا. (۱۴۰۰). بررسی همبستگي زماني- تناوبي بين قيمت نفت، طلا و سهام بازار بورس تهران، با استفاده از تحليل چندگانه موجک (MWC). *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۱۸ (۲)، ۵۷-۷۰.

10.22055/JQE.2020.14340.1942

© 2021 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

شناخت پيچيدگي‌ها و پويايي‌هاي بازار سهام هميشه از مهم‌ترين دغدغه‌هاي سرمايه‌گذاران بوده است. بسياري از سري‌هاي زماني اقتصادي و مالي به ويژه قيمت‌هاي سهام هميشه مراحلي را گذرانده‌اند كه به نظر مي‌رسد رفتار آن‌ها در آن مراحل به طور قابل ملاحظه‌اي تغيير كرده است. اين تغيير رفتار در سري‌هاي زماني ممكن است طي زمان بر حسب ارزش ميانگين، واريانس يا كوواريانس ارزش‌هاي جاري سري زماني با ارزش‌هاي گذشته خود باشد. علاوه بر این مطلب، توجه به ارتباط بین بازارهای مختلف به ویژه ارتباط بازارهای داخلی و بین‌المللی برای بررسی رفتار متغیرهای مختلف اقتصادی و سری‌های زمانی آن‌ها حائز اهمیت است بطوری‌که امروزه تحلیل یک بازار به صورت مجزا از سایر بازارها تقریباً فاقد اعتبار بوده و نیاز است تحلیل‌گران، تحلیل‌های خود را بر اساس روابط بین بازارهای مختلف انجام دهند.

بازارهای نفت، طلا و سهام سیستم‌های اقتصادی پیچیده، متغیر با زمان، غیرخطی و چندمتغیره می‌باشند که عوامل مختلفی مانند عوامل سیاسی، نظامی، اقتصادی و عرضه و تقاضا و ... بر آن‌ها مؤثر است. یکی از ابزارهای مفید برای تحلیل بازارهای سهام و عوامل اثرگذار بر متغیرهای آن استفاده از تحلیل موجک[1] است. تحلیل موجک قادر به تجزیه سری‌های زمانی، در مقیاس‌های زمانی مختلف است. در بررسی رابطه بین متغیرها در مناطق زمانی بهم پیوسته استفاده از تحلیل موجک روش جدید و کارایی است که سری زمانی اصلی را بعنوان تابعی از دو متغیر زمان و تناوب ارائه می‌دهد.

با وجود اهمیت بررسی رابطه بین سه متغیر قیمت نفت خام، قیمت طلا و شاخص قیمت سهام، متاسفانه در داخل کشور تاکنون مطالعات کافی در این مورد انجام نشده است و این مطالعات اندک نیز بر مدل‌های اقتصادسنجی GARCH، VAR و ..... که بر اساس رگرسیون‌های خطی بوده است، تمرکز داشته‌اند. با توجه به اینکه سری‌های زمانی نفت خام، قیمت‌های طلا و شاخص قیمت سهام، ترکیبی از اجزاء تناوب‌های مختلف هستند بنابراین رابطه بین این متغیرها در طول زمان تغییر کرده است و جداگانه بررسی کردن این متغیرها تنها اطلاعات جزئی و شاید گمراه کننده ارائه خواهد داد. بنابراین در این پژوهش بر خلاف تحقیقات گذشته همبستگی بین بازار سهام، نفت خام و طلا با چارچوب چندمتغیره بررسی شده است که در این چارچوب همبستگی تناوب‌های زمانی نیز در نظر گرفته شده است. علاوه بر این با توجه به اینکه مطالعات پیشین بیشتر بر اثرات نااطمینانی یک متغیر بر متغیرهای دیگر به صورت مجزا تاکید داشته‌اند و به بررسی اثرات هم‌زمان چندین متغیر بر متغیر دیگر نپرداخته‌اند در این مطالعه تلاش شده است ارتباط بین سه متغیر فوق، در قالب ارتباط هم‌زمان و با استفاده از تحلیل موجک بررسی شود. بعبارتي هدف اصلی این مقاله بررسی این مطلب است که آیا شاخص قیمت سهام بازار بورس تهران با قیمت دارایی‌های بین‌المللی نفت و طلا ارتباط دارد یا خیر؟ و آیا رابطه مقطعی بین سه متغیر مذکور در زمان‌های مختلف و مناطق مختلف زمانی تغییر کرده است. علاوه بر استفاده از تحلیل موجک و بررسی هم‌بستگی چندگانه[2]، در این پژوهش از روش آزمون‌های علیت گرنجر و هم‌انباشتگی نیز استفاده شده است.

این مقاله بدین صورت سازمان‌دهی شده است که در بخش بعدی، پیشینه پژوهش ارائه شده است. بخش سوم مقاله به بیان مبانی نظری پژوهش اختصاص داده شده است. این بخش شامل توضیحاتی در مورد آزمون علیت گرنجر، آزمون‌های هم‌انباشتگی و تبدیل موجک است. بررسی نتایج برآورد مدل‌ها و تحلیل نتایج بدست آمده در بخش چهارم آورده شده است. در نهایت در بخش پنجم به نتیجه‌گیری و جمع‌بندی مطالب ارائه شده در بخش‌های پیشین پرداخته شده است.

۲- مبانی نظری پژوهش

در این قسمت مبانی نظری پژوهش شامل مبانی تئوریک آزمون علیت گرنجر، آزمون هم‌انباشتگی و هم‌بستگی موجک توضیح داده می‌شود.

---

[1] Wavelet Analysis

[2] Multiple Wavelet Coherence

۲-۱- آزمون علیت گرنجر:

علیت یکی از مسائل اساسی در بررسی رابطه بین متغیرهای اقتصادی است. تعیین جهت علیت برای متغیرهایی مورد استفاده قرار می‌گیرد که مبانی نظری صریحی در مورد آن‌ها وجود ندارد. روش مرسوم برای بررسی علیت، معروف به آزمون علیت گرنجر[۳] است. در این پژوهش نیز به منظور بررسی رابطه بین بازارهای داخلی و بازارهای بین‌المللی از آزمون علیت گرنجر استفاده شده است.

۲-۲- آزمون‌های هم‌انباشتگی:

در این مقاله از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون برای بررسی هم‌انباشتگی بین قیمت سهام و قیمت‌های نفت و طلا استفاده شده است. جوهانسون و جوسیلیوس (۱۹۹۱) روش حداکثر درست‌نمایی[۴] را ارائه دادند که از طریق آن، بردارهای همگرا را شناسائی می‌کند. بر اساس ادعای محققان، به طور کلی در تحلیل چندمتغیره سری‌های زمانی، ممکن است بیش از یک بردار هم‌انباشته وجود داشته باشد. در آن صورت روشی همانند روش انگل- گرنجر نمی‌تواند بدون هیچ پیش فرضی از جانب تحلیل‌گر، این بردارها را تعیین کند. در مدل فوق همه متغیرهای مدل بایستی انباشته از درجه اول باشند تا بتوان از این روش استفاده کرد (Johansen, S., & Juselius, K, 1991).

۲-۳- تبدیل موجک

برخی ویژگی‌ها و خواص یک سری زمانی در فضای زمان[۵] قابل رؤیت نیستند، که با انتقال این سری زمانی به سایر فضاها (مانند فرکانس، موجک، تبدیل Z[۶]، لاپلاسی[۷] و ...)، این خواص قابل رؤیت و بررسی می‌شوند. در نتیجه مطالعه یک سری زمانی در فضاهای غیر از زمان، امکان بررسی بهتر و شفاف‌تری را خواهد داشت. تبدیل موجک ابزاری بسیار کارآ برای مواجهه با سری‌های زمانی (سیگنال‌ها) است که خواص نامانایی دارند. ایده اصلی تبدیل موجک این است که سری‌های زمانی با استفاده از حرکت دادن یک تابع موجک پایه‌ای[۸] که به آن موجک مادر[۹] یا موجک تحلیل‌گر[۱۰] گفته می‌شود، به وجود می‌آیند و خواص ریاضی همچون متعامد بودن[۱۱] و انرژی[۱۲] واحد را دارا هستند. هر مجموعه بدست آمده از ضرایب موجک قسمتی از سری زمانی را در مقیاس متفاوت نشان می‌دهد و سری زمانی کل ضرایب انرژی سری زمانی اصلی را حفظ می‌کنند. بررسی‌های نظری نشان می‌دهد روش موجک ابزار ریاضی مناسبی برای تجزیه سیگنال‌ها و نمایش آنها در سطوح مختلف است (Mansouri & Farazmand, 2020).

آنچه که در ابتدای تبدیل موجک و استفاده از این ابزار دارای اهمیت است، انتخاب یک تابع پایه‌ای موجک، که همان موجک مادر یا موجک تحلیل‌گر است، می‌باشد. موجک مادر خصوصیات تجزیه موجک نظیر کارایی، نمایش، ایمنی نویز و ... را نشان می‌دهد. در این تبدیل، تحلیل زمانی توسط شکل منقبض با فرکانس بالای موجک پایه‌ای و تحلیل فرکانس توسط شکل منبسط با فرکانس پایین همان موجک انجام می‌گیرد. سایر توابع پایه‌ای از بسط و گسترش موجک مادر به وجود می‌آیند.

هر نوع تابعی را نمی‌توان به عنوان تابع موجک مادر در نظر گرفت، بلکه تابع موجک مادر باید دو شرط را تأمین نماید؛ شرط اول که شرایط پذیرفتگی موجک مادر است، این است که این تابع باید در رابطه (۱) صدق کند:

---

[3] Granger
[4] Maximum Likelihood
[5] Domain
[6] Z Transform
[7] Laplacian
[8] Basis Function
[9] Mother Wavelet
[10] Analysing Wavelet
[11] Orthogonal

[۱۲] انرژی سیگنال به عنوان سطح زیر نمودار سیگنال مربع تعریف می‌شود

$$\int_{-\infty}^{+\infty}\frac{|\Psi(f)|^2}{|f|}df<\infty \quad (۱)$$

در رابطه فوق f نشان‌دهنده فرکانس و ψ (f) بیانگر موجک مادر است. این شرط بیان می‌دارد که میانگین توابع موجک برابر صفر است. در واقع می‌توان دید $\psi(0)=0$ است. چرا که در غیر این صورت مقدار انتگرل رابطه (۱) در فرکانس صفر ($f=0$) بی‌نهایت خواهد شد. همچنین شرط دومی که بر تابع موجک مادر اعمال می‌شود واحد بودن انرژی آن است، به این معنا که رابطه زیر برقرار باشد:

$$\int_{-\infty}^{+\infty}|\Psi(t)|^2dt=1 \quad (۲)$$

اما آنچه گفته شد تنها شرط لازم است و نه کافی. که این همان ریشه نام گذاری موجک است، بدین معنا که تابعی است که نوسان می‌کند اما مدت استمرار آن کوتاه است. در واقع این شرط برای آن است که بتوان تابع اولیه را از تجزیه موجک مجددا توسط تبدیل موجک معکوس بازسازی کرد. تبدیل موجک قابلیت استفاده برای هر دو سری‌های زمانی پیوسته و گسسته را دارد، به همین منظور این تبدیلات دارای دو نوع تبدیل موجک پیوسته و تبدیل موجک گسسته هستند، اگر تبدیل موجک پیوسته باشد، می‌توان آن را به صورت زیر تعریف نمود:

$$w(u,s)=\int_{-\infty}^{+\infty}X(t)\Psi_{u,s}(t)dt \quad (۳)$$

در رابطه فوق، $w(u,s)$ نشان‌دهنده ضرایب حاصل از استفاده تابع موجک پیوسته برای سری زمانی پیوسته می‌باشد و ملاحظه می‌شود که سری زمانی تبدیل شده یک تابع دو متغیره با متغیرهای u (انتقال) و s (مقیاس) است. همچنین X(t) بیانگر سری زمانی اصلی است. $\Psi_{u,s}(t)$ نیز تابع موجک پایه‌ای پیوسته را نشان می‌دهد و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\psi_{u,s}=\frac{1}{\sqrt{s}}\psi(\frac{t-u}{s}) \quad (۴)$$

به طور کلی تجزیه موجک را بر اساس طول داده‌ها می‌توان به دو دسته تبدیل موجک پیوسته (CWT) و تبدیل موجک گسسته (DWT) تقسیم نمود.

۱-۳-۲- تبدیل پیوسته موجک:

بهم‌پیوستگی موجک و بهم پیوستگی چندگانه موجک بر اساس تبدیل پیوسته موجک است. ایده اصلی از تبدیل پیوسته موجک استفاده از موجک بعنوان فیلتر میان‌گذر برای سری زمانی اصلی است. همان‌طور که رابطه (۴) نشان می‌دهد یک موجک، تابع مربع انتگرال‌پذیر با اندازه واقعی و میانگین صفر است که در آن دو پارامتر به نام‌های انتقال (u) و مقیاس (s) وجود دارد. پارامتر انتقال می‌تواند موقعیت موجک را در زمان با انتقال موجک تعیین کند، در حالی‌که پارامتر مقیاس s می‌تواند موجک را به تناوب‌های مختلف در موقعیت‌های مختلف گسترش دهد. علاوه بر این، رابطه عکس بین مقیاس و تناوب، بدین معنی که مقیاس پایین مرتبط با تناوب بالا است و برعکس.

بر اساس اصل عدم قطعیت هایزنبرگ[۱۳] بین موضع‌یابی زمان و مقیاس، بده- بستان وجود دارد. توابع موجک مختلفی تعریف شده است با توجه به نوع این پژوهش موج مورلت با $\omega_0=6$ [۱٤] یک انتخاب خوب است زیرا این موج تعادل خوبی بین زمان و تناوب برقرار می‌کند.

$$\psi_0(\eta)=\pi^{-1/4}e^{i\omega_0\eta}e^{-\frac{1}{2}\eta^2} \quad (۵)$$

اگر تبدیل موجک پیوسته باشد می‌توان آن را بصورت زیر بدست آورد. این رابطه، تصویر سری زمانی اصلی به موجک خاص ψ(.) است که توسط پارامترهای انتقال و مقیاس انجام شده است.

$$W_X(u,s)=\int_{-\infty}^{+\infty}\frac{1}{\sqrt{s}}\psi(\frac{t-u}{s})dt \quad (۶)$$

[13] Heisenberg Uncertainty Principle

[14] Morlet Wavelet

بر اساس تبدیل موجک پیوسته می‌توان اطلاعات زیادی در مورد دامنه سری‌های زمانی بدست آورد. مربع دامنه $|W_X|^2$ بعنوان طیف توان موجک شناخته می‌شود که نشان‌دهنده توزیع واریانس اختلاف اجزا تناوب از سری زمانی اصلی است بعبارت دیگر واریانس بیشتر منطبق با قدرت (توان) بزرگتر است.

۲-۳-۲- هم‌بستگی موجک

ایده اصلی هم‌بستگی موجک شبیه هم‌بستگی خطی سنتی است. با این تفاوت که هم‌بستگی موجک رابطه دو سری زمانی را بر اساس منطقه زمانی (Domain) و تناوب زمانی بهم پیوسته مورد بررسی قرار می‌دهد. محاسبات هم‌بستگی موجک بر اساس تبدیل موجک مقطعی و طیف توانی موجک از هر سری زمانی است. تبدیل موجک مقطعی از دو سری زمانی X(t) و y(t) می‌تواند بصورت $W_n^{xy}(u,s)=W_n^x W_n^{y*}$ تعریف شود که W_n^{y*} ترکیب پیچیده از تبدیل موجک سری زمانی y(t) است. توان موجک مقطعی می‌تواند با $|W_n^{xy}|$ نشان داده شود. $|W_n^{xy}|$ می‌تواند کواریانس دو سری زمانی در منطقه بهم پیوسته تناوب باشد. بنابراین محاسبه هم‌بستگی موجک می‌تواند توسط رابطه زیر بدست آید:

$$R(x,y)=\frac{\left|S(s^{-1}W_n^{xy})\right|}{S(s^{-1}|W_n^x|)^{\frac{1}{2}}S(s^{-1}|W_n^y|)^{\frac{1}{2}}} \quad (۷)$$

در رابطه فوق، S فرایند هموارسازی زمان و تناوب بصورت همزمان است.

۲-۳-۳- هم‌بستگی چندگانه موجک (MWC)

هم‌بستگی چندگانه موجک همانند هم‌بستگی چندگانه سنتی است با این توضیح که هم‌بستگی چندگانه موجک مفهوم سنتی هم‌بستگی را به منطقه تناوب زمانی بسط می‌دهد این عمل باعث می‌شود هم‌بستگی سری‌های زمانی برای زمان و تناوب متفاوت کشف شود. محاسبه هم‌بستگی چندگانه موجک بر اساس هم‌بستگی موجک است. بعنوان مثال، یک هم‌بستگی موجک چندگانه ممکن است بین متغیرهای y(t), x1(t), x2(t) بررسی شود. هم‌بستگی موجک بین سري‌هاي y(t) و $x_1(t)$، y(t) و $x_2(t)$ بصورت روابط زیر نشان داده مي‌شود:

$$R(y,x_1)=\frac{\left|S(s^{-1}W_n^{yx_1})\right|}{S(s^{-1}|W_n^y|)^{\frac{1}{2}}S(s^{-1}|W_n^{x_1}|)^{\frac{1}{2}}} \quad (۸)$$

$$R^2(y,x_1)=R(y,x_1).R(y,x_1)^* \quad (۹)$$

$$R(y,x_2)=\frac{\left|S(s^{-1}W_n^{yx_2})\right|}{S(s^{-1}|W_n^y|)^{\frac{1}{2}}S(s^{-1}|W_n^{x_2}|)^{\frac{1}{2}}} \quad (۱۰)$$

$$R^2(y,x_2)=R(y,x_2).R(y,x_2)^* \quad (۱۱)$$

$$R(x_2,x_1)=\frac{\left|S(s^{-1}W_n^{x_2x_1})\right|}{S(s^{-1}|W_n^{x_2}|)^{\frac{1}{2}}S(s^{-1}|W_n^{x1}|)^{\frac{1}{2}}} \quad (۱۲)$$

$$R^2(x_2,x_1)=R(x_2,x_1).R(x_2,x_1)^* \quad (۱۳)$$

با توجه به روابط فوق می‌توان رابطه همبستگی چندگانه موجک را بصورت رابطه زیر نوشت:

$$RM^2(y,x_2,x_1)=\frac{R^2(y,x_1)+R^2(y,x_2)-2\,\mathrm{Re}[R(y,x_1).R(y,x_2)^*.R(x_2,x_1)^*]}{1-R^2(x_2,x_1)} \quad (۱۴)$$

رابطه فوق، مربع هم‌بستگی چندگانه موجک از سه سری زمانی است که نشان می‌دهد چه سهمی از توان موجک سری زمانی وابسته y از سری زمانی مستقل $x_1(t)$ است و چه سهمی مربوط از $x_2(t)$ است.

۳- پیشینه پژوهش

در این قسمت مطالعات انجام شده در مورد رابطه بین بازارهاي نفت، سهام و طلا به صورت خلاصه ارائه مي‌شود.

۱-۳- مطالعات داخلي

صمدی و همکاران (۱۳۸۶) تأثیر شاخص‌های قیمت جهانی طلا و نفت بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از داده‌های ماهانه، طی دوره ۲۰۰۶-۱۱۹۷ و مدل اقتصادسنجی گارچ ارزیابی کرده‌اند. نتایج تحقیق این نویسندگان نشان داد که تأثیر قیمت جهانی طلا بر شاخص قیمت سهام بورس تهران نسبت به تأثیر شاخص قیمت جهانی نفت بیشتر است (Samadi , Shirani far & Davarzadeh, 2007).

زراء نژاد و همکاران (۱۳۹۱) در مقاله ای با عنوان تأثیر نوسانات شدید قیمت‌های جهانی نفت و طلا بر بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد وابستگی دمی، به بررسی ارتباط بین این سه متغیر مهم پرداخته‌اند. در این مقاله با استفاده از تابع مفصل به بررسی وابستگی دمی بین دو متغیر شاخص قیمت سهام و قیمت جهانی نفت و همچنین قیمت جهانی طلا و شاخص قیمت سهام پرداخته شده است. بدین منظور داده های فصلی سال‌های ۸۷-۱۳۷۸ استفاده شده است. نتایج تحقیق این نویسندگان نشان داد که بین قیمت نفت و شاخص قیمت سهام وابستگی دمی بالایی وجود دارد به این معنی که قیمت بسیار زیاد نفت باعث افزایش شدید قیمت سهام شده است ولی بین قیمت جهانی نفت و شاخص قیمت سهام وابستگی دمی پایینی وجود ندارد یعنی قیمت بسیار پایین نفت وابستگی چندانی با شاخص قیمت سهام ندارد. نتایج حاصل از بررسی قیمت جهانی طلا با روش یاد شده نیز مشابه نتایج قیمت جهانی نفت است (Zara-nejhad, Kargarbazi & Heidari Behnooi, 2011).

راعی و همکاران (۱۳۹۳) آثار شوک های مثبت و منفی نفت خام و نوسان های قیمت طلا را بر تغییرات رژیمی بازار سهام با استفاده از مدل گارچ نمایی سوئیچینگ مارکوف با فرض توزیع t طی دوره ۱۳۷۸ تا ۱۳۹۰ بررسی کرده‌اند. نتایج تحقیق این نویسندگان بیانگر مدارک معناداری از سوئیچینگ رژیمی در بازده و نوسان های آن است. در این میان دو رژیم متمایز شناسایی شد. رژیم اول، با بازده مورد انتظار پایین و نوسان پذیري بالا موسوم به حالت رکودي بازار سهام و رژیم دوم، با بازده مورد انتظار بالا و نوسان پذيري پایین موسوم به حالت رونق بازار سهام است، به طوري که مدت زمان ماندگاري در حالت رونق بیش از دو برابر حالت رکودي است. همچنین، یافته هاي پژوهش نشان مي‌دهد متغیرهاي برو نزا شامل شوك هاي مثبت و منفي نفت خام و نیز نوسانهاي قیمت طلا هیچ اثر معناداري بر بازده سهام و نیز احتمال انتقال میان رژي ها نداشته و تنها بر نوسان هاي بازار سهام اثر معناداري داشته‌اند (Raee, Mohmadi, Saranj, 2014).

حیدری و همکاران (۱۳۹۴) در مقاله‌ای به بررسی تاثیرات هم‌زمان نااطمینانی قیمت نفت و قیمت طلا بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. برای انجام تحقیق داده‌های آذرماه ۱۳۸۷ تا اسفندماه ۱۳۹۲ بصورت روزانه استفاده شده است و برای بررسی از مدل سه متغیره GARCH استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد بین نااطمینانی قیمت نفت و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود ندارد ولی بین نااطمینانی قیمت طلا و شاخص بورس اوراق بهادار تهران رابطه منفی و معناداری وجود دارد (Heydari , Shikavand & Abolfazli, 2016).

امیری، همایونفر, کریم زاده و فلاحی (۱۳۹۴) در مقاله ای با عنوان بررسی همبستگی پویا بین دارایی‌های عمده در ایران با استفاده از روش DCC-GARCH، به بررسی ارتباط بین شاخص قیمت سهام، قیمت طلا و قیمت نفت پرداختند. برای انجام این پژوهش داده‌های ماهانه ۱۳۷۰ تا اسفندماه ۱۳۸۹ استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می دهد که همبستگی شرطی بین دارایی‌ها متغیر با زمان است و بحران مالی جهانی باعث تغییرات قابل توجهی در همبستگی‌های پویا بین دارایی‌های مختلف شده است (Amiri, homayounifar, karimzadeh & Falahi 2016).

فطرس و هوشیداری (۱۳۹۷) در تحقیقی به بررسی رابطه پویا بین قیمت نفت، طلا، ارز و شاخص بازار بورس تهران پرداختند. در این مطالعه از روش MGARCH استفاده شده است. داده های مورد استفاده در این تحقیق مربوط به دوره فروردین ۱۳۸۰ تا اسفند ۱۳۹۵ بوده است. نتایج بررسی این نویسندگان نشان می دهد که در طول زمان بین بازدهی قیمت نفت، بازدهی قیمت طلا، و بازدهی نرخ ارز با بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران همبستگی شرطی وجود دارد (Fetros, Hoshidari, 2018)

۲-۳- مطالعات خارجي

سوجیت و کومار در سال ۲۰۱۱، مقاله‌ای را تحت عنوان «بررسی رابطه پویای میان قیمت طلا، نفت، نرخ ارز و بازار سهام» ارائه نمودند که در این تحقیق از داده‌های روزانه ژانویه ۱۹۹۸ تا ژوئن ۲۰۱۱ و از روش اتورگرسیو برداری و همجمعی برای بررسی رابطه پویا و ایستا بین متغیرها استفاده شده است. نتایج نشان داد که نرخ ارز با تغییر سایر متغیرها بیشتر تغییر می‌کند و بازار سهام نیز نقش کمتری در این تغییر دارد (Sujit, K, Rajeshkumar, 2011).

گوکمن اگلو و فضل الهی (۲۰۱۵) به بررسی میزان اثرپذیری شاخص قیمت سهام از قیمت نفت و قیمت طلا پرداختند. نویسندگان از تکنیک ARDL و آزمون‌های هم‌انباشتگی براي بررسی رابطه بلندمدت بین این سه متغیر استفاده کرده‌اند. نتایج تحقیق نشان داد که رابطه تعادلی بلندمدت بین این سه متغیر وجود دارد و شاخص قیمت سهام (S&P500) با سرعت ۱/۲ درصد تعدیل روزانه با توزیع نفت و قیمت‌های بازار طلا و نوسانات آنها به سطح تعادل بلندمدت می‌رسد (Gokmenoglu & Fazlollahi, 2015).

کادهاری و همکاران (۲۰۱۵) در مقاله‌ای به بررسی رابطه پویا غیرخطی بین سه متغیر طلا و نفت و شاخص قیمت سهام پرداختند. در این مطالعه، برای شاخص قیمت سهام از سهام انگلستان (FTSE 100)، آمریکا (S&P500) و ژاپن (Nikkei225) استفاده شده است. مدل بصورت دو متغیره و چند متغیره تخمین زده شده است. نتایج تحقیق نشان داد مدل دو متغیره و سه متغیره نتایج یکسانی را حاصل کرده‌اند. نتایج آزمون علیت گرنجر غیرخطی و روش GARCH نشان مي‌دهد در دوره قبل از بحران شواهد کمی از رابطه بین این سه متغیر وجود دارد. علاوه بر این نتیجه مطالعه این نویسندگان نشان مي‌دهد که طلا در دوره بحران بعنوان لنگرگاه مناسبی عمل نکرده است (Choudhry , Hassan, & Shabi , 2015).

هانگ و همکاران (۲۰۱۶) در مقاله‌ای به بررسی رابطه غیرخطی بین سه متغیر قیمت طلا، نفت و شاخص قیمت سهام پرداختند. متغیرهاي مورد استفاده این نویسندگان شامل قیمت نفت برنت دریای شمال، داده‌های روزانه طلای لندن و شاخص قیمت سهام شانگهای از ژانویه ۱۹۹۱ تا سپتامبر ۲۰۱۴ است. نتایج تحقیق این نویسندگان نشان داد که این سه متغیر رابطه بلندمدت دارند. علاوه بر این آزمون علیت گرنجر نشان می‌دهد که در دوره‌های مختلف زمانی جهت رابطه علیت تغییر کرده است. نتایج مطالعه این نویسندگان نشان داده که سال ۲۰۰۳ سال شکست ساختاری شناسایی شده است (Huang, Gao & Huang, 2016).

بوری و همکاران (۲۰۱۷) در پژوهشی به ارتباط بین سه متغیر قیمت طلا, قیمت نفت و بازار سهام هند پرداختند. اقتصاد در حال ظهور هند، با وجود واردات بالای کالاها، نفت و طلا را مهم ترین کالا دانسته و این نشان می دهد که قیمت این منابع بر تورم داخلی و بازار سهام تأثیر می گذارد. بنابراین انتظارات آینده در این منابع ممکن است منجر به تغییر در انتظارات نوسان بازار سهام شود. در این پژوهش از نوسانات شاخص‌ها برای بررسی همبستگی و ارتباط غیرخطی بین بازار بین المللی، نفت خام و بازار سهام هند استفاده شده است. داده‌های مورد استفاده در این پژوهش روزانه و طی دوره زمانی ژوئن ۲۰۰٦ تا می ۲۰۱٦ و همچنین روش اقتصادسنجی مورد استفاده در این پژوهش ARDL می‌باشد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که همبستگی و ارتباط غیرخطی نوسانات قیمت طلا و نفت بر نوسانات شاخص سهام هند مثبت می‌باشد. همچنین شواهد حاکی از وجود ارتباط دو طرفه معکوس بین نوسانات قیمت طلا و نوسانات نفت می‌باشد (Bouri, Jain, Biswal & Roubaud, 2017)

۴- روش پژوهش

متغیرهای استفاده شده در این پژوهش سری‌های زمانی قیمت طلا، قیمت نفت خام و شاخص قیمت سهام بازار بورس تهران بصورت روزانه است. برای متغیر قیمت طلا از قیمت ثابت طلا به زمان لندن استفاده شده است. این متغیر از سایت تحقیق اقتصادی[15] و بر اساس واحد دلار گرفته شده است. قیمت برای متغیر قیمت نفت خام از سبد اپک بعنوان نمونه استفاده شده است واطلاعات قیمت روزانه این متغیر از سایت اپک گرفته شده است. برای شاخص قیمت سهام از داده‌های روزانه بازار بورس تهران در فاصله زمانی ژانویه ۲۰۰۳ تا می ۲۰۱۶ استفاده شده است.

[15] Economic Research

ابتدا در یک دیدگاه کل‌نگر به بررسی مانایی متغیرهای استفاده شده در پژوهش پرداخته می‌شود. نتایج آزمون‌های مانایی در جدول۱ ارائه شده است:

جدول۱. نتایج آزمون‌های مانایی متغیرهای پژوهش
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 1. Results of Stationary tests of research variables
Source: Research calculations

	ADF				PP				KPSS	
	C		C&T		C		C&T		C	C&T
	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	LM-Stat	LM-Stat
T	۰/۶۱	*۰/۹۹	-۱/۱۶	*۰/۹۱	۱/۰۱	۰/۹۹	-۰/۸۹	۰/۹۵	*۱/۳۶	*۵/۴۵
ΔT	-۱۱/۳۷	*۰/۰۰۰	-۱۱/۴۸	*۰/۰۰۰	-۴۴/۲۵	*۰/۰۰۰	-۴۴/۹۵	*۰/۰۰۰	۰/۰۹	۰/۴۵
O	-۱/۶۴	۰/۴۵	-۰/۸۶	۰/۹۵	۱/۷۳	۰/۴۱	-۱/۱۰	۰/۹۲	*۰/۳۴	*۴/۸۱
OΔ	-۳۶/۱۴	*۰/۰۰۰	-۳۹/۱۷	*۰/۰۰۰	-۴۲/۶۶	*۰/۰۰۰	-۴۲/۶۲	*۰/۰۰۰	۰/۰۸	۰/۲۳
G	-۱/۲۸	۰/۶۳	-۱/۱۶	۰/۹۱	-۱/۲۷	۰/۶۴	-۱/۰۴	۰/۹۳	*۰/۶۶	*۶/۴۹
ΔG	-۵۷/۶۲	*۰/۰۰۰	-۵۷/۶۲	*۰/۰۰۰	-۵۷/۶۷	*۰/۰۰۰	-۵۷/۶۸	*۰/۰۰۰	۰/۱۲	۰/۲۰

*C: با عرض از مبدا و C&T: با عرض از مبدا و روند، T: شاخص قیمت سهام، O: قیمت نفت،G: قیمت طلا
* رد فرض صفر در سطح ۱٪

همان‌طور که جدول۱ نشان می‌دهد با توجه به آزمون‌های دیکی فولر[16]، فیلیپس و پرون[17]،کوویت کووسکي، فیلیپس، اشمیت، شین[18] سری‌های زمانی شاخص قیمت سهام، قیمت نفت و قیمت طلا I(1) هستند بنابراین می‌توان آزمون هم‌انباشتگی برای این سه متغیر انجام داد. در آزمون دیکی فولر و فیلیپس- پرون، فرضیه صفر مبنی بر وجود یک ریشه واحد است در حالی‌که در آزمون KPSS، فرضیه صفر مبنی بر مانایی سری زمانی مورد نظر است.

همان‌طور که جدول۲ در قسمت‌های پیشین نیز اشاره شد به منظور بررسی رابطه بین سه متغیر مذکور ابتدا از آزمون علیت گرنجر استفاده شده است. این تحلیل‌های اقتصادسنجی به منظور بررسی وجود و رابطه بین این سه متغیر بکار گرفته شده و همان‌طور که مشاهده می‌شود نتایج نشان می‌دهد که رابطه علیت بین دو متغیر شاخص قیمت طلا و شاخص قیمت سهام بصورت یک‌طرفه وجود دارد و بعبارتی تغییرات شاخص قیمت طلا در بازارهای بین‌المللی می‌تواند علت تغییرات شاخص قیمت سهام در بازار داخلی (بازار بورس تهران) باشد.

جدول۲. نتایج آزمون علیت گرنجر بین سه متغیر قیمت نفت، شاخص قیمت سهام و قیمت طلا
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 2. Granger causality test results between three variables: oil price, stock price index and gold price
Source: Research calculations

فرضیه صفر	آماره F	احتمال
قیمت نفت خام علت شاخص قیمت سهام نیست	۰/۳۷۵۴	۰/۶۸۷۰
شاخص قیمت سهام علت قیمت نفت خام نیست	۰/۰۴۴۸	۰/۹۵۶۲
قیمت طلا علت شاخص قیمت سهام نیست	۶/۰۶۸۹	۰/۰۰۲۳
شاخص قیمت سهام علت قیمت طلا نیست	۱/۹۹۴۲	۰/۱۳۶۳
قیمت طلا علت قیمت نفت نیست	۱/۲۹۰۳	۰/۲۷۵۳
قیمت نفت علت قیمت طلا نیست	۳/۴۷۵۹	۰/۰۳۱۱

[16] Augmented Dickey–Fuller
[17] Augmented Dickey–Fuller
[18] Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin

نتایج جدول۲ نشان از وجود رابطه علیت بین متغیرهای قیمت نفت، قیمت طلا و شاخص قیمت سهام بورس تهران را دارد. ولی همان‌طور که قبلا نیز اشاره شد بررسی رابطه بین متغیرهای فوق در مقیاس‌های زمانی مختلف نیز حائز اهمیت است چرا که انتظار می‌رود در مقیاس‌های مختلف زمانی این روابط دچار تغییر شده باشد. به منظور بررسی آزمون علیت گرنجر در مقیاس‌های مختلف زمانی ابتدا با استفاده از تبدیل موجک هار، سری‌های زمانی مربوط به متغیرهای فوق به هشت مقیاس زمانی تقسیم شده است. پس از این تقسیم‌بندی، زیرمجموعه‌های D1,D2,….,D8 حاصل شده است. تفسیر این مقیاس‌ها در جدول۳ آورده شده است.

جدول۳. مقیاس‌های زمانی برای تجزیه سری‌های زمانی
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 3. Time scales for time series analysis
Source: Research calculations

مقیاس	فرکانس روزانه
D1	مقیاس ۱ (۲ تا ۴ روز)
D2	مقیاس ۲ (۴ تا ۸ روز)
D3	مقیاس ۳ (۸ تا ۱۶ روز)
D4	مقیاس ۴ (۱۶ تا ۳۲ روز)
D5	مقیاس ۵ (۳۲ تا ۶۴ روز)
D6	مقیاس ۶ (۶۴ تا ۱۲۸ روز)
D7	مقیاس ۷ (۱۲۸ تا ۲۵۶ روز)
D8	مقیاس ۸ (۲۵۶ تا ۵۱۲ روز و بالاتر)

پس از تجزیه سری‌های زمانی به ۸ مقیاس زمانی، آزمون علیت گرنجر در مقیاس‌های زمانی فوق انجام شده و نتایج بررسی‌های علیت گرنجر در جدول٤ آورده شده است.

همان‌طور که نتایج جدول٤ نشان می‌دهد، رابطه بین بازار سهام در ایران و بازارهای بین‌المللی نفت خام و طلا در مقیاس‌های زمانی مختلف تغییر کرده است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت بررسی سری‌های زمانی فوق با تجزیه آن‌ها به چند زیرمجموعه و بررسی همبستگی بین زیر مجموعه‌ها برای بررسی رابطه بین این متغیرها لازم خواهد بود. ابتدا به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای فوق از آزمون هم‌انباشتگی استفاده شده است. به منظور بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای مذکور از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون استفاده شده است.

جدول٤. نتایج آزمون علیت گرنجر چندمقیاسه
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 4. Results of Granger Multi-Scale Causality Test
Source: Research calculations

مقیاس زمانی	متغیر وابسته	متغیر مستقل	آماره F	احتمال	توضیح
مقیاس ۱ (۲ تا ۴ روز)	TP-D1	OIL-D1	۰/۳۱۱۲	۰/۵۷۷	عدم رد فرض صفر*
	OIL-D1	TP-D1	۴۸/۲۵۳	۰/۰۰۰	رد فرض صفر
	TP-D1	Gold-D1	۱۴/۳۰۲	۰/۰۰۰	رد فرض صفر
	Gold-D1	TP-D1	۰/۰۰۵۸	۰/۹۳۹۴	عدم رد فرض صفر
مقیاس ۲ (۴ تا ۸ روز)	TP- D2	OIL-D2	۳/۶۲۷۱	۰/۰۵۷۲	رد فرض صفر
	OIL- D2	TP- D2	۵/۲۲۲	۰/۰۲۲۵	رد فرض صفر

	TP- D2	Gold- D2	۱/۴۵۶۷	۰/۲۲۴۸	عدم رد فرض صفر
	Gold- D2	TP- D2	۱/۰۹۴۴	۰/۲۹۵۸	عدم رد فرض صفر
مقیاس ۳ (۸ تا ۱۶ روز)	TP- D3	OIL- D3	۴/۲۱۵۸	۰/۰۴۰۷	رد فرض صفر
	OIL- D3	TP- D3	۰/۳۲۴۵	۰/۵۶۹۲	عدم رد فرض صفر
	TP- D3	Gold- D3	۱۷/۶۲۲	۰/۰۰۰	رد فرض صفر
	Gold- D3	TP - D3	۰/۰۴۴۷	۰/۸۳۲۶	عدم رد فرض صفر
مقیاس ۴ (۱۶ تا ۳۲ روز)	TP – D4	OIL- D4	۱/۰۴۴۲	۰/۳۰۸۱	عدم رد فرض صفر
	OIL- D4	TP - D4	۰/۶۷۳	۰/۴۱۳	عدم رد فرض صفر
	TP - D4	Gold- D4	۰/۱۶۳۴	۰/۶۸۶۵	عدم رد فرض صفر
	Gold- D4	TP - D4	۴/۶۶۱۸	۰/۰۳۲۰	رد فرض صفر
مقیاس ۵ (۳۲ تا ۶۴ روز)	TP – D5	OIL- D5	۰/۱۰۶۵	۰/۷۴۴۹	عدم رد فرض صفر
	OIL- D5	TP - D5	۱/۹۲۳۵	۰/۱۶۸۸	عدم رد فرض صفر
	TP - D5	Gold- D5	۹/۰۷۵۶	۰/۰۰۳	رد فرض صفر
	Gold- D5	TP - D5	۱/۵۷۷۴	۰/۲۱۲۳	عدم رد فرض صفر
مقیاس ۶ (۶۴ تا ۱۲۸ روز)	TP –D6	OIL- D6	۰/۰۲۱۳	۰/۸۸۴۷	عدم رد فرض صفر
	OIL- D6	TP - D6	۰/۵۲۸۱	۰/۴۷۱۲	عدم رد فرض صفر
	TP - D6	Gold- D6	۰/۳۷۱۲	۰/۵۴۵۴	عدم رد فرض صفر
	Gold- D6	TP - D6	۰/۳۷۱۲	۰/۵۴۵۴	عدم رد فرض صفر
مقیاس ۷ (۱۲۸ تا ۲۵۶ روز)	TP –D7	OIL- D7	۰/۲۷۷۳	۰/۶۰۴۳	عدم رد فرض صفر
	OIL- D7	TP - D7	۰/۰۸۶۴	۰/۷۷۱۹	عدم رد فرض صفر
	TP - D7	Gold- D7	۰/۳۵۰۵	۰/۵۶۰۵	عدم رد فرض صفر
	Gold- D7	TP - D7	۰/۰۱۵۶	۰/۹۰۱۹	عدم رد فرض صفر
مقیاس ۸ (۲۵۶ تا ۵۱۲ روز و بالاتر)	TP –D8	OIL- D8	۰/۰۰۷۸	۰/۹۳۲	عدم رد فرض صفر
	OIL- D8	TP - D8	۰/۱۲۷۱	۰/۷۳۰۷	عدم رد فرض صفر
	TP - D8	Gold- D8	۰/۲۴۶۴	۰/۶۳۳	عدم رد فرض صفر
	Gold- D8	TP - D8	۰/۴۳۵۵	۰/۵۲۷۸	عدم رد فرض صفر

*فرضیه صفر: عدم علیت بین دو متغیر

رتبه مدل در بردار خودرگرسیونی با استفاده از معیارهای تشخیصی شوارتز- بیزین[19]، آکاییک[20] تعیین شده است. تمامی این معیارها وجود وقفه ۲ در مدل را پیشنهاد می‌کنند. پس از انجام روش هم‌انباشتگی، نتایج مربوط به آزمون حداکثر مقدار ویژه[21] در جدول۵ ارائه شده است.

جدول۵. نتایج آزمون هم‌انباشتگی برای متغیرهای قیمت نفت، شاخص قیمت سهام و قیمت طلا
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 5. Co-integration test results for oil price, stock price index and gold price variables
Source: Research calculations

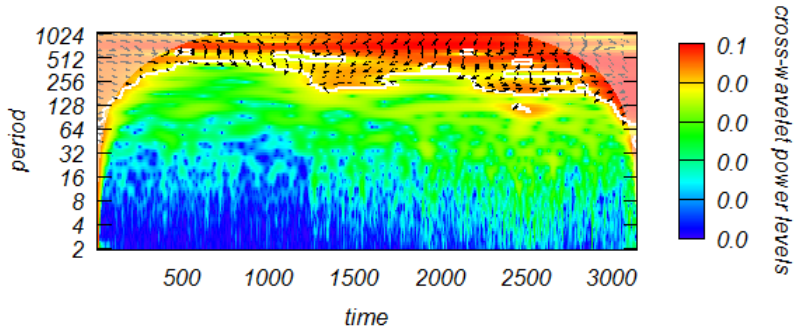
فرضیه صفر : تعداد بردارهای هم‌انباشتگی	مقدار مشخصه	آماره اثر	مقدار بحرانی	احتمال
هیچ بردار هم‌انباشتگی وجود ندارد	۰/۰۰۸۲	۳۳/۸۰۹۹	۲۹/۷۹۷۰	۰/۰۱۶۴
حداکثر یک بردار هم‌انباشتگی وجود دارد.	۰/۰۰۱۹	۷/۸۷۲۹	۱۵/۴۹۴۷	۰/۴۷۹۱
حداکثر دو بردار هم‌انباشتگی وجود دارد.	۰/۰۰۵	۱/۶۱۴۹	۳/۸۴۱۴	۰/۲۰۳۸

همان‌طور که در جدول۵ مشاهده می‌شود، نتایج حاصل از آزمون نشان می‌دهد که در سطح معناداری ۹۵ % بر اساس آماره حداکثر مقدار ویژه یک بردار همگرایی در بین متغیرها وجود دارد. بنابراین در ادامه به بررسی هم‌بستگی بین سری‌های زمانی مورد مطالعه می‌پردازیم.

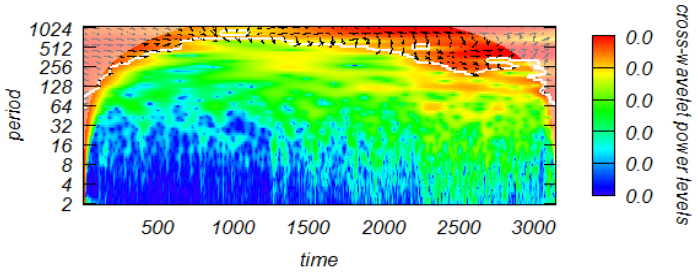
نتایج هم‌بستگی موجک قیمت نفت- شاخص قیمت سهام و قیمت طلا- شاخص قیمت سهام در شکل۱ و شکل۲ نشان داده شده است. این نتایج با استفاده از نرم افزار R و در فضای نرم افزار R-Studio قابل استخراج است. محور افقی در این نمودارها دوره زمانی را نشان می‌دهد در این پژوهش دوره زمانی از ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۶ است که در مجموع بیش از ۳۰۰۰ مشاهده در این محور قرار می‌گیرد. محور عمودی در این نمودارها دامنه تناوب از مقیاس ۱ (دو روز) تا بالاترین مقیاس (۱۰۲۴ روز، تقریبا دو سال کاری) را نشان می‌دهد. در تحلیل‌های موجک مقیاس و تناوب رابطه عکس باهم دارند بطوری‌که مقیاس کمتر متناسب با تناوب بالاتر است. با استفاده از تحلیل هم‌بستگی موجک می‌توان ارتباط سری‌های زمانی را در تناوب‌های مختلف زمانی کشف کرد. در شکل۱ و شکل۲ همبستگی بالای سری‌های زمانی با رنگ‌های گرم‌تر مثل رنگ قرمز مشخص شده است و فلش‌های داخل این طیف رنگی نشان از همبستگی این سری‌های زمانی دارد. علاوه بر این فاصله‌های معنادار هم‌بستگی با خطوط جداکننده مشخص شده است. برعکس حالت فوق، نواحی بیرون فاصله‌های معنادار با رنگ سردتر مثل آبی مشخص شده که نشان از هم‌بستگی کمتر سری‌های زمانی دارد.

بر اساس نتایج هم‌بستگی موجک شاخص قیمت سهام و قیمت نفت خام (شکل۱) نواحی هم‌بستگی زیادی در تناوب‌های بالای ۱۲۸ تا ۱۰۲۴ روز در سرتاسر دوره وجود دارد این موضوع نشان از هم‌بستگی موقت بین شاخص قیمت سهام و قیمت نفت خام است که در کوتاه‌مدت نوسان می‌کند.

[19] Schwartz-Bayesian Criterion
[20] Akaike Information Criterion
[21] Maximal Eigenvalue Statistic

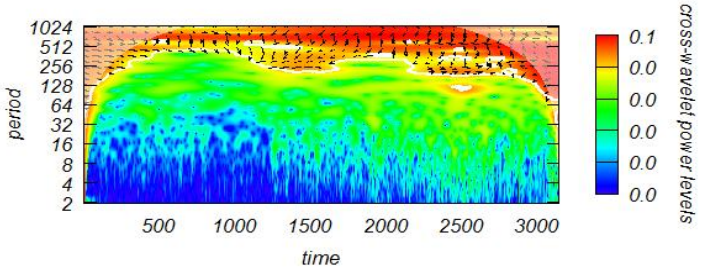


شکل۱. همبستگی موجک بین سری زمانی شاخص قیمت سهام و قیمت نفت
مأخذ: محاسبات تحقیق
Figure 1. Wavelet correlation between time series of stock price index and oil price
Source: Research calculations



شکل۲. همبستگی موجک بین سری زمانی شاخص قیمت سهام و شاخص قیمت طلا
مأخذ: محاسبات تحقیق
Figure 2. Wavelet correlation between time series of stock price index and gold price index
Source: Research calculations

ارتباط بین دو متغیر شاخص قیمت سهام و قیمت طلا همانند ارتباط دو متغیر شاخص قیمت سهام و قیمت نفت است. بر اساس نتایج هم‌بستگی موجک شاخص قیمت سهام و قیمت طلا (شکل۱) نواحی هم‌بستگی زیادی در تناوب‌های بالای ۱۲۸ تا ۱۰۲۴ روز در سرتاسر دوره وجود دارد این موضوع نشان از هم‌بستگی موقت بین شاخص قیمت سهام و قیمت طلا است که در کوتاه‌مدت نوسان می‌کند.
همان‌طور که در قسمت مبانی نظری بدان اشاره شد، به منظور بررسی دقیق‌تر رابطه بین سه متغیر فوق، ارتباط و هم‌بستگی چندگانه موجک استفاده شده است. این ارتباط و هم‌بستگی در شکل۳ به تصویر کشیده شده است.



شکل۳. همبستگی چندگانه موجک بین سری زمانی شاخص قیمت سهام، طلا و قیمت نفت
مأخذ: محاسبات تحقیق

Figure 3. Multiple wavelet correlations between time series of stock price index, gold and oil prices
Source: Research calculations

همان‌طور که شکل۳ نشان مي‌دهد در تناوب هاي ۱۲۸ تا ۱۰۲۴ روزه در سرتاسر دوره بین سه متغیر قیمت نفت، طلا و شاخص قیمت سهام ارتباط و همبستگي وجود دارد. ولیکن این ارتباط از مشاهده ۱۵۰۰ تا ۲۵۰۰ (فاصله سال‌هاي ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۳) بیشتر است. بر اساس این نتایج ترکیب قیمت نفت و قیمت طلا با شاخص قیمت سهام در تناوب هاي بالا ارتباط زیادي داشته است و این نتیجه پیشنهاد دهنده این موضوع است که براي پیش بیني و بررسي رفتار سري زماني شاخص قیمت سهام، تنها بررسي يك سري زماني (قیمت نفت به تنهايي یا قیمت طلا به تنهايي) کفایت نخواهد کرد. بنابراین پورتفوي سهام، نفت و طلا سبد ایده آلي براي پوشش ریسك نخواهد بود چرا که این سه متغیر در تناوب هاي مختلف زماني همبستگي بالايي از خود نشان مي‌دهند. علاوه بر این نتایج حاکي از آن است که رابطه بین شاخص قیمت سهام و قیمت نفت و قیمت طلا ثابت نیست و در حال نوسان است.

۵- نتیجه‌گیري و پیشنهادها

در این تحقیق، به بررسي رابطه بین سري‌هاي زماني قیمت طلا، قیمت نفت و شاخص قیمت سهام بازار بورس اوراق بهادار تهران در تناوب‌ها و دامنه هاي زماني مختلف پرداخته شد. در این مطالعه تلاش شده است ارتباط بین سه متغیر فوق، در قالب ارتباط هم‌زمان و با استفاده از تحلیل موجک بررسی شود. علاوه بر استفاده از تحلیل موجک و بررسی هم‌بستگی چندگانه، در این پژوهش از روش آزمون‌های علیت گرنجر و هم‌انباشتگی نیز استفاده شد. متغیرهای استفاده شده در این پژوهش داده‌هاي روزانه سری‌های زمانی قیمت طلا، قیمت نفت خام و شاخص قیمت سهام بازار بورس تهران در دوره ژانویه ۲۰۰۳ تا می ۲۰۱۶ است.

نتایج بدست آمده از این تحقیق بدین صورت است: ۱- سه سري زماني فوق، در سرتاسر دوره همبستگي معني‌داري دارند. ۲- رابطه بین بازار سهام در ایران و بازارهای بین‌المللی نفت خام و طلا در مقیاس‌های زمانی مختلف تغییر کرده است. ۳- بر اساس نتایج هم‌بستگی موجک شاخص قیمت سهام و قیمت نفت خام، در تناوب‌های بالای ۱۲۸ تا ۱۰۲۴ روز در تمام دوره (سال هاي ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۶) همبستگي بالايي وجود دارد این موضوع نشان از هم‌بستگی موقت بین شاخص قیمت سهام و قیمت نفت خام است که در کوتاه‌مدت نوسان می‌کند. ۴- بر اساس نتایج هم‌بستگی موجک شاخص قیمت سهام و قیمت طلا، نواحی هم‌بستگی زیادی در تناوب‌های بالای ۱۲۸ تا ۱۰۲۴ روز در کل دوره وجود دارد این موضوع نشان از هم‌بستگی موقت بین شاخص قیمت سهام و قیمت طلا است که در کوتاه‌مدت نوسان می‌کند. بنابراین با توجه به نتایج این تحقیق مي‌توان نتیجه گرفت دارايي نفت و طلا براي پوشش ریسك شاخص قیمت سهام مناسب نیستند و ساخت پورتفوي متشکل از این سه دارايي، پورتفوي مناسبي نیست چرا که تغییرات قیمت این متغیرها همبستگي معني داري دارد. علاوه بر این موارد مي‌توان نتیجه گرفت در دنیاي واقعي عوامل دیگري بر شاخص قیمت سهام اثرگذارند که شناسايي آن‌ها و بررسي آن‌ها در تحقیقات آتي پیشنهاد مي‌شود.

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.

تضاد منافع: نویسنده مقاله اعلام می‌کند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.

Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.

منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده اند.

Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Reference

Amiri, S., homayounifar, m., karimzadeh, M., & Falahi, M. A. (2015). Examination of Dynamic Correlation between Major Assets in Iran by DCC-GARCH Approach. *The Economic Research, 15*(2), 183-201. Available at: http://ecor.modares.ac.ir/article-18-7024-en.html [In Persian]

Bouri, E., Jain, A., Biswal, P. C., & Roubaud, D. (2017). Cointegration and nonlinear causality amongst gold, oil, and the Indian stock market: Evidence from implied volatility indices. *Resources Policy*, 52, 201-206.

Choudhry, T., Hassan, S. S., & Shabi, S. (2015). Relationship between gold and stock markets during the global financial crisis: Evidence from nonlinear causality tests. *International Review of Financial Analysis*, 41,247-256.

Engle, R. F., & Granger, J. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55, 251-276.

Fetros, M. H.,& Hoshidari, M. (2018). Dynamic Relationships between Oil Prices, Gold Prices and Exchange Rates with Indicators of Tehran Stock Exchange. *Quarterly Energy Economics Review*, *14* (58), 89-116, Available at: http://iiesj.ir/article-1-1099-fa.html [In Persian]

Gokmenoglu, K., & Fazlollahi N. (2015). The Interactions among Gold, Oil, and Stock Market: Evidence from S&P500. *Procedia Economics and Finance*, 25, 478-488

Heidary, H., Shirkund, S., & Abolfazli R. (2014) Investigating the simultaneous effects of oil price uncertainty and gold price on the price index of Tehran Stock Exchange, based on the three-variable GARCH model. *Journal Of Financial Engineering And Portfolio Management*. *6* (22), 61-80, Available at: http://fej.iauctb.ac.ir/article_511476.html [In Persian]

Huang, S., A, H., Gao, X., & Huang, X. (2016). Time–frequency featured co-movement between the stock and prices of crude oil and gold. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 444, 985-995.

Mansouri, S.A,Farazmand, H. (2020). Identifying the Best Type of Wavelet in Economic Research: A Case Study of Business Cycles in Iran, *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*. *17* (3), 43-68, doi: 10.22055/JQE.2019.26401.1899 [In Persian]

Raee, R., Mohmadi, S., Saranj, A. (2014). Tehran Stock Exchange dynamics in a Markov regime switching EGARCH-in-mean model. *Financial Research Journal*, 16(1), 77-98. doi: 10.22059/jfr.2014.51841 [In Persian]

Samadi,S., Shirani Fakhr. Z., & Davarzadeh. M. (2007). Investigating the Impact of Tehran Stock Exchange Stock Price Index on World Oil and Gold Prices (Modeling and Forecasting). *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *4*(2), 20-40, Available at: https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=79716 [In Persian]

Sujit, K.S., & Rajeshkumar, B. (2011). Study On Dynamic Relationship Among Gold Price, Oil Price ,Exchange Rate And Stock Market Returns. *International Journal of Applied Business and Economic Research*. 9, 145-165

Zaranejhad, M., Kargarbazi. A., & Heidari Behnooi, A. (2011). The Impact of Severe Fluctuations in World Oil and Gold Prices on the Tehran Stock Exchange: A Tail Dependency Approach, *The First International Conference on Econometrics, Methods and Applications*, Islamic Azad University, Sanandaj Branch. [In Persian]

Johansen, S., & Juselius, K. (1991). Maximum Likelihood Estimation And Inference On Cointegration — With Applications To The Demand For Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)

صفحه ی اصلی وب سایت مجله: www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

برآورد میزان ناکارایی تخصیص منابع در بخش صنعت ایران

کاظم یاوری *، مرضیه خدابخش**، رضا نجارزاده***

* استاد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران. (نویسنده‌ی مسئول)

** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.

*** دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۳ آبان ۱۳۹۷
تاریخ بازنگری: ۱۱ شهریور ۱۳۹۹
تاریخ پذیرش: ۳۱ خرداد ۱۴۰۰
انتشار آنلاین از تاریخ ۳۱ خرداد ۱۴۰۰

طبقه‌بندی JEL: D6, C23

واژگان کلیدی:
اقتصاد مدل پانل، تابع تصادفی مرزی، بخش صنعت، کارایی

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: kyavari@yazd.ac.ir
0000-0002-6195-248
آدرس پستی: ایران، یزد، یزد، صفائیه، دانشگاه، ۸۹۱۵۸۱۸۴۱۱

چکیده

یک از مفاهیم بنیادین در اقتصاد مفهوم کارایی است که در حوزه‌های متعدد اقتصاد کاربرد دارد. شواهد و حقایق آماری نشان می‌دهد که اقتصاد جمهوری اسلامی ایران در بخش‌های مختلف خود از ناکارایی نسبتا زیادی رنج می‌برد که می‌تواند ناشی از عوامل متعدد باشد از جمله سهم زیاد دولت در اقتصاد، کنترل‌های دولتی در بخش‌های مختلف اقتصادی، انحراف قیمت‌های نسبی داخلی از قیمت‌های نسبی جهانی، نظام حمایتی بی هدف، تکنولوژیهای فرسود، فساد و رانت گسترده اقتصادی و غیررقابتی بودن محصولات تولیدی. هدف این مقاله برآورد میزان ناکارایی در ۲۳ صنعت فعال با کدهای دو رقمی ISIC طی بازه زمانی ۱۳۹۳-۱۳۷۴ و با بهره گیری از تابع مرزی تصادفی است. نتایج تجربی مقاله نشان می‌دهد که میزان کارایی صنایع در بخش تولید تقریبا معادل ۶۰ درصد است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که نیروی کار مهمترین جز در محاسبه انحراف از کارایی می‌باشد و بنابراین ارتقاء سطح کیفی نیروی کار موجود از طریق آموزش‌های ضمن خدمت، آموزش‌های فنی و حرفه‌ای لازم به منظور بالا بردن سهم شاغلان متخصص و در ضمن ایجاد انگیزه لازم در نیروی کار از طریق ایجاد ارتباط مستمر بین سطح دستمزد و جبران خدمات نیروی کار و سطح بهره‌وری آن ضرورت دارد. همچنین توصیه می‌شود عوامل موثر بر افزایش ناکارایی در بخش‌های مختلف اقتصادی مورد تحقیق و بررسی قرار گیرد تا بتوان سیاست‌های اقتصادی کشور را در جهت حذف و یا لااقل کاهش این عوامل طرح ریزی نمود.

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله برگرفته از پایان نامه ی کارشناسی ارشد خانم خدابخش به راهنمای دکتر کاظم یاوری می باشد که در دانشگاه تربیت مدرس در تاریخ ۲۱ فروردین ۱۳۹۷ از آن دفاع شده است.

ارجاع به مقاله:

یاوری، کاظم، خدابخش، مرضیه و نجارزاده، رضا. (۱۴۰۰). برآورد میزان ناکارایی تخصیص منابع در بخش صنعت ایران. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۱۸ (۲)، ۷۱-۸۴.

10.22055/jqe.2021.27519.1964

© 2021 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

یکی از مهمترین عوامل رشد و توسعه اقتصادی در هر کشور بهبود کارایی و استفاده بهینه از منابع در اختیار شامل دانش و مهارت‌هاي انساني، فناوري تجهيزات، مواد خام، انرژي، سرمايه فيزيكي و خدمات مياني است. افزايش كارايي از يكطرف منجر به رقابت پذير شدن فعالیت‌های اقتصادی بخش‌های مختلف در بازارهاي جهاني می‌شود و از طرفی دیگر سبب كاهش هزينه متوسط توليد كالاها و خدمات در بازار و افزايش ميزان سودآوري محصولات در واحدهاي توليدي خواهد شد.

در ادبیات اقتصاد خرد، دستيابي به كارايي پارتو در بخش توليد و مصرف اهميت ويژه اي دارد. اين مفهوم حالتی از تخصيص منابع است كه در آن امكان بهتر نمودن وضعيت يک بنگاه يا مصرف كننده بدون بدتر كردن وضعيت بنگاه يا مصرف كننده ديگر وجود ندارد. دستيابي به اين شرايط، بيان كننده الگوي تخصيص بهينه منابع در اقتصاد است. از اين رو، سنجش كارايي به عنوان يكي از كليدي‌ترين متغيرهاي ارزيابي عملكرد، به محققان كمك مي‌كند كه براساس آن، ميزان انحراف نسبت به شرايط بهينه پارتو را مورد آزمون قرار دهند. سنجش كارايي در بخش صنعت كشور به عنوان يكي از بخش‌هاي مولد اقتصاد ايران اهميت دارد، زيرا همواره ادعا مي‌شود كه به رغم حمايت‌هاي گسترده توسط دولت‌ها، اين بخش با ناكارايي قابل توجهي همراه بوده است. علاوه بر این، بخش صنعت، در پرتو ارتباطات پیشین و پسین قوی با بخش‌های دیگر، نقش مهمی در رشد تولید و بهره وری سایر بخش‌های اقتصادی دارد. بخش صنعت از یک طرف، از محصولات تولیدی سایر بخش‌ها همچون نهاده واسطه استفاده می‌کند و رشد تولید این بخش به رشد تولید آن بخش‌ها کمک خواهد کرد. از طرف دیگر، بخش صنعت کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای مورد نیز سایر بخش‌ها را تولید می‌کند که برای رشد تولید و بهره وری آنها مورد نیاز است. بنابراین، ارتقای کارایی بخش صنعت هم به رشد تولید خود این بخش و هم به رشد تولید سایر بخش‌ها کمک خواهد کرد.

گام نخست در جهت بهبود کارایی اندازه گیری دقیق آن است. برای سیاستگذاری‌های دقیق و برنامه یزی‌های کاربردی، محاسبه‌ی این شاخص به تفکیک برای زیرگروه‌های صنعتی ضروری است. با مقایسه‌ی زیرگروه‌های صنعت بر اساس معیار کارایی، می‌توان نقاط قوت و ضعف هر یک از آنها را شناسایی نموده و برای سیاستگذاری‌های آتی برای هر یک از صنایع و اولویت بندی آنها از این معیار بهره گرفت.

هدف اصلی مقاله حاضر محاسبه میزان انحراف از کارایی در زیرگروه‌های بخش صنعت است. در مرحله اول با استفاده از روش تحلیل تابع مرزی تصادفی (SFA[1]) ویک تابع تولید کاب-داگلاس به محاسبه میزان انحراف هر بخش در صنعت پرداخته می‌شود. در این خصوص، مرز کارای تولید که مستخرج از تخصیص بهینه نهاده‌های سرمایه و نیروی کار است، ترسیم می‌شود تا میزان فاصله تخصیص منابع با بهینه پارتو بدست آید. در مرحله دوم به تخمین نتایج در ۲۳ صنعت فعال با کدهای دو رقمی ISIC با استفاده از مدل پانل خواهیم پرداخت و در مرحله آخر شدت کاربرد عوامل تولید به روش پانل مورد آزمون قرار خواهد گرفت.

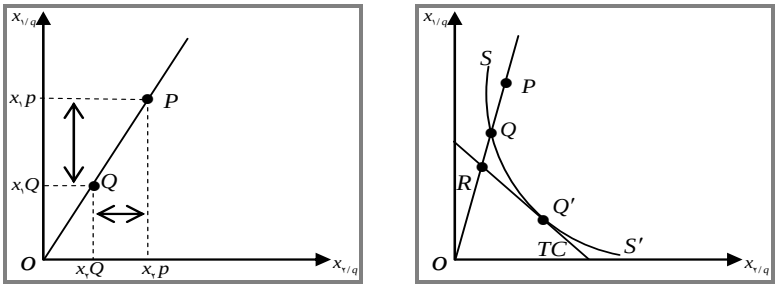
ساختار مقاله به این صورت تنظیم شده است که در بخش دوم مبانی نظری کارایی، پیشینه تحقیق و مطالعات تجربی ارایه می‌شود. در بخش سوم روش تحقیق، مدل مورد استفاده و آزمون‌های مورد استفاده بیان می‌شود. بخش چهارم به نتایج آزمون‌ها و تخمین مدل اختصاص یافته است. نهایتا در بخش پنجم خلاصه و نتیجه گیری ارائه می‌گردد.

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق[۲]

بارزترين مطالعات مربوط به كارايي و انواع آن مربوط به تحقيقات فارل می‌باشد (Farrell, 1957). مطالعات فارل نيز به مطالعات كوپمن (۱۹۵۱) بر می‌گردد. (Koopman, 1951). فارل تعاريف انواع كارايي را با استفاده از يك نمونه ساده كه در آن بنگاهي براي توليد يك واحد محصول تحت بازدهي ثابت نسبت به مقياس از دو نهاده x_1 و x_2 استفاده مي‌كند، ارايه كرد. منحني هم‌مقدار توليد، در مورد يك واحد اقتصادي كه تابع فاصله‌اي نهاده آن روي مرز منحني امكانات توليد قرار دارد، به‌وسيله SS' در نمودار ۱ نشان داده مي‌شود.

[1] Stochastic Frontier Analysis

[۲] جهت مطالعه بیشتر و دقیق مبانی نظری کارایی که مبتنی بر مطالعات فارل (۱۹۵۷) می‌باشد به رساله دکتری گرشاسبی (۱۳۹۱) که به راهنمایی نویسنده مسوول مقاله حاضر در دانشگاه تربیت مدرس انجام گرفته و دفاع شده است مراجعه نمایید(Garshasbi, 1391). مبانی نظری ارایه شده در این قسمت نیز از این رساله وام گرفته شده است.



(الف) (ب)

نمودار ۱. تعريف انواع كارايي از نظر فارل برمبناي حداقل‌سازي عوامل توليد
ماخذ: فارل ۱۹۵۷

Figure 1. Description of Different Efficiencies by Farrell Approach
Source: Farrell, 1957

اگر يك بنگاه فرضي براي توليد يك واحد محصول مقادير نهاده‌اي را در سطحي استفاده كند كه توسط موقعيت P نشان داده شود، مي‌توان با بهره‌گيري از ويژگي‌هاي توابع فاصله‌اي، انواع كارايي از نگاه فارل را براساس نمودار ۱ ارايه كرد:

كارايي فني[3]: به توانايي بنگاه در توليد حداكثر محصول از مجموعه معين نهاده اطلاق می شود. چنانچه توليد بنگاه فرضي P ، با استفاده از نهاده‌هاي (x_1^P, x_2^P)،معادل سطح توليدي باشد كه توسط منحني هم‌مقداري SS' در نقطه Q نشان داده شده است. پس اين بنگاه مي‌تواند با كاهش ميزان استفاده از نهاده به‌همان مقدار توليد دست يابد. از لحاظ نموداري، بنگاه P مي‌تواند با كاهش مقدار نهاده به‌ميزان $(x_1^P - Q_1^P)$ براي نهاده اول و $(x_2^P - Q_2^P)$ براي نهاده دوم (بخش «ب» نمودار) سطح توليد خود را حفظ كند. اين امر به اين معنا است كه بنگاه مي‌تواند با كاهش نسبت $\frac{QP}{OP}$ از مقادير x_1^P و x_2^P به نقطه‌اي دست يابد كه در آن حداقل نهاده‌ها را براي توليد مورد استفاده قرار داده است. با اين توضيح، نسبت $\frac{OQ}{OP}$ نشان‌دهنده كارايي فني بنگاه P است كه با توجه به تابع فاصله‌اي نهاده مثدار آن كمتر از واحد است. بديهي است كه چنانچه بنگاه از ابتداي درنقطه Q قرار داشت اين نسبت برابر با «واحد» مي‌شد كه اين به‌معناي آن بود كه بنگاه از لحاظ فني كاراست.

كارايي قيمتي (تخصيصي)[4]: اين نوع كارايي به توانايي بنگاه در انتخاب مجموعه بهينه نهاده‌ها در مرز فنی با كمترين هزينه اشاره دارد. در آن صورت كارايي قيمتي و فني در خصوص بنگاه فرضي به صورت رابطه (۱) قابل ارايه است:

$$AE = \frac{W'X^*}{W'\hat{X}} = \frac{OR}{OQ} \qquad (۱)$$

كه در آن W' بردار قيمت نهاده‌ها، $\hat{X}$ بردار نهاده‌اي است كه از نظر فني كارا بوده (نقطه Q) و X^* نشان‌دهنده بردار نهاده با حداقل هزينه (نقطه Q') است. چنانچه روي يك منحني هم‌مقداري، توليد به جاي نقطه Q(كاراي فني و عدم كاراي قيمتي) در Q' (كاراي فني و قيمتي) صورت پذيرد، رابطه فوق نشان‌دهنده كاهش هزينه‌هاي نهاده در فرايند توليد خواهد بود.

كارايي كلي (اقتصادی)[5]: اين نوع كارايي به توانايي بنگاه در توليد حداكثر ستانده با انتخاب مجموعه بهينه نهاده‌ها با كمترين هزينه در مرز فنی اطلاق می شود. با مشخص بودن قيمت نهاده مي‌توان اين نوع كارايي را محاسبه كرد. اگر W بردار قيمت نهاده‌ها باشد و X بردار نهاده‌ها مشاهده شده در نقطه P در نمودار ۱ باشد و همچنين $\hat{X}$ نشان دهنده بردار نهاده‌اي است كه از نظر فني كارا بوده (نقطه Q) و X^* نشان‌دهنده بردار نهاده با حداقل هزينه (نقطه Q') است آنگاه كارايي كلي بنگاه با نسبت هزينه‌هاي نهاده مربوط به بردارهاي نهاده در X و X^* مربوط به نقاط P و Q' برابر است با:

[3] Technical Efficiency
[4] Price (Allocative) Efficiency
[5] Overall (Economic) Efficiency

$$EE = \frac{W'X^*}{W'X} = \frac{OR}{OP} \quad (۲)$$

همچنين كارايي كلي (اقتصادي) از حاصل‌ضرب كارايي فني و قيمتي (تخصيصي) نيز بدست مي‌آيد (رابطه(۳)).

$$TE \times AE = \frac{OQ}{OP} \times \frac{OR}{OQ} = \frac{OR}{OP} = EE \quad (۳)$$

لازم به ذكر است كه كارايي فني، قيمتي و كلي بين صفر تا يك در نوسان خواهند بود.

۱-۲- پیشینه تحقیق

۱-۱-۲- مطالعات خارجی

براوو و پنهريو (۱۹۹۶) در مطالعه خود به بررسی كارايي فني، قيمتي و كلي شصت مزرعه روستايي در يكي از فقيرترين بخش‌هاي كشور دومنيكن پرداخته‌اند. در اين مطالعه به منظور برآورد كارايي فني از تابع توليد مرزي در فرم كاب‌داگلاس استفاده شده است. متغير وابسته در مدل ارزش توليدات يك مزرعه و نهاده‌ها شامل سطح زيركشت، نيروي‌كار (خانوادگي و غيره)، مقدار كود شيميايي، هزينه تجهيزات كشاورز و ارزش بذر مي‌باشد. تخمين‌ها با استفاده از روش‌هاي حداقل مربعات معمولي و حداكثر راستنمايي انجام شده است ولی عدم آزمون تصريح بهينه و استفاده مستقيم از توابع انعطاف‌پذير از نقاط ضعف اين مطالعه به شمار مي‌رود (Bravo & Pinherio, 1997).

گبرمایکل و رانی (۲۰۱۲) در مقاله ای نشان می‌دهد سیاست‌هایی که منجر به تخصیص غیر بهینه منابع می‌شود، تاثیر قابل توجهی بر روی بهره‌وری کل عوامل تولید و در نهایت توسعه اقتصادی یک کشور دارد. این دو با استفاده از شاخص بهره وری مالمکوییست[6] و پانل دیتای ۱۹ موسسات مالی خرد از کشور اتیوپی برای دوره ۲۰۰٤-۲۰۰۹ نشان دادند که بهره وری صنعت مالی خرد در این کشور بطور متوسط سالیانه ۳٫۸ درصد رشد داشته است و این رشد عمدتا به سبب تغییر در کارایی فنی بوده است و نه تغییر در اندازه موسسات مالی. همچنین تحقیق آنها نشان می‌دهد که سیاست و استراتژی مهم برای صنعت مالی اتیوپی به منظور بهره مند نمودن طبقات فقیر جامعه از رشد اقتصادی و دستیابی به پایداری مالی، این است که پیشرفت فنی در اولویت اول صنعت قرار گیرد (Gebremichael & Rani, 2012).

کیم و همکاران (۲۰۱۷) در مطالعه ای تحلیل شیه و لنو[7] (۲۰۰۹) را بکار گرفتند تا درجه تخصیص نامناسب منابع را طی سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۸۲ در بخش تولید صنعت کشور کره ارزیابی کنند. نتایج مطالعه آنها نشان می دهد که در دهه ی اول دوره مورد بررسی یک پیشرفت در بهره‌وری تخصیصی صورت گرفته است و همچنین از سال ۱۹۹۲ یک افت شدید در روند بهبودی تخصیص رخ داده است. این الگوی پویا نشان دهنده ی میزان انحرافات درون صنعتی برای بیشتر بخش های صنعت در طول دوره ی مورد بررسی است. همچنین یافته های آنها نشان میدهد که پراکندگی ها در بهرهوری درآمدی نباید به عنوان خطای تصریح یا خطای اندازه گیری نادیده گرفته شود (Kim, M., Oh, J. & Shin, Y. (2017).

لیبرت (۲۰۱۷) در مقاله‌ای به ارزیابی میزان تخصیص غیر بهینه منابع در بخش صنعت فرانسه طی سال‌های ۲۰۱۵-۱۹۹۰ پرداخته است. وی در کنار کار شیه و لنو چارچوبی را طراحی کرده و بروی کلیه بنگاه‌های فرانسوی که گردش سالیانه آنها بیشتر از ۷۵۰۰۰۰ یورو است، اجرا کرده است. او روی بنگاه‌های معتبر تمرکز کرد و نشان داد که عدم تخصیص بهینه درون صنعتی عامل اصلی تغییرات بر روی بهره وری تخصیصی است. نتایج مطالعه وی، افزایش قابل توجه تخصیص نامناسب در بین سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۹۷ را نشان می‌دهد که باعث ایجاد کاهش ۰٫۷ تا ۲ درصدی نرخ رشد سالیانه بهره وری کل عوامل شده بود (Libert, 2017).

سچورا و کروپووا (۲۰۲۱) کارایی فنی در صنعت لبنیات اتحادیه اروپا را مورد تحلیل و ارزیابی قرار داده‌اند. با استفاده از تخمین تابع فاصله فرامرزی و آمارهای ۱۰ کشور منتخب از کشورهای عضو اتحادیه اروپا برای دوره ۲۰۰٦-۲۰۱۸، آنها به این نتیجه رسیدند که حفظ کارایی

[6] Malmquist Productivity Index
[7] Hsieh and Klenow

فنی پیش شرط پایداری و رقابت پذیری این صنعت در عرصه اقتصاد جهانی است. همچنین نتایج تجربی مطالعات آنها نشان می‌دهد که ناکارایی فنی در صنایع لبنیاتی اروپا عمدتا ناشی از تکانه‌های کوتاه مدت و شکست‌های غیر سیستمی است. ولی بخشی از ناکارایی فنی ناشی از شکست‌های سیستمی مانند ناتوانی‌های مدیریتی و مشکلات ساختاری در صنایع فرآوری لبنی اتحادیه اروپا بوده است (Cechura & Kroupov, 2021).

مطالعاتی دیگری که کارایی فنی را در یک کشور خاص مورد بررسی و تحقیق قرار داده اند توسط سچورا و کروپووا (۲۰۲۱) اشاره شده است. به عنوان مثال ناگلوا و پچروا (۲۰۱۹)، سچورا و هاکمن (۲۰۱۷)، ردینسکایا (۲۰۱۷)، رزیتیس و کالاندزی (۲۰۱۵)، اسپیکا (۲۰۱۵)، پاپوویچ و پنیچ (۲۰۱۸) و ستیاوان و همکاران (۲۰۱۲) کارایی فنی صنایع فرآوری غذایی را مورد بررسی قرار دادند. باران (۲۰۱۳)، سبحه و همکاران (۲۰۱۴) و دیمارا و همکاران (۲۰۰۸) کارایی فنی و کارایی مقیاس را بررسی کرده اند. الندروف و هیرش (۲۰۱۵) تغییرات فنی و کارایی فنی را مورد مطالعه قرار داده اند. سچورا و همکاران (۲۰۱۴) نقش صرفه‌های مقیاس و امکانات تولید بهمراه تعییرات فنی را بررسی کرده‌اند. کاپلکو و همکاران (۲۰۱۵، ۲۰۱۷، ۲۰۱۹) رودینسکایا و کوزمنکو (۲۰۱۹) و سچورا (۲۰۱۲) پویایی بهره وری بر اساس تغییرات فنی، تغییر ناکارایی فن و تغییر ناکارایی مقیاس را تجزیه و تحلیل کرده‌اند. (Cechura & Kroupov, 2021)

۲-۱-۲- مطالعات داخلی

حسینی نسب و غوچی (۱۳۸٦) به بررسی آزادسازي تجاري بر بهره وري بخش صنعت کارخانه‌اي کشور با تأکید بر نرخ تعرفه گمرکی از طریق روش حداقل مربعات تعمیم یافته GLS پرداخته اند. آنها دریافتند که آزادسازي تجاري تأثیر مثبتی بر بهره وري کل عوامل تولید در صنایع کارخانه اي کشور دارد (Hosseininasab & Ghoochi, 2007).

خالصی (۱۳۸٤) در مطالعه‌اي نقش مؤلفه‌هاي مهم اقتصاد نوین و سایر عوامل تعیین کننده در رشد بهره وري کل عوامل تولید را توضیح داده که در میان عوامل مورد بررسی تأثیر درجه باز بودن اقتصاد بر بهره وري نیز مورد بررسی قرار گرفته است. یافته‌هاي حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که باز بودن تجاري تأثیر مثبتی بر بهره وري کل عوامل تولید دارد (Khalesi, 2005).

شجری و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی عوامل مؤثر بر بهره وري کل عوامل با تأکید بر شاخص‌هاي سرمایه انسانی و فن آوري در صنایع تولید مواد شیمیایی اساسی ایران پرداخته‌اند (Shajari, Ostadi, & Sheikhi, 2014). هدف از انجام این تحقیق علاوه بر محاسبه بهره‌وري کل عوامل در دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۷٤ تحلیل عوامل مؤثر بر آن، شناسایی عوامل موثر در ارتقاء بهره وري و علل تفاوت‌هاي بهره‌وري در این صنعت بوده و بدین منظور از روش دیویژیا براي اندازه گیري بهره وري کل عوامل تولید و تکنیك پانل دیتا براي تحلیل میزان تأثیر گذاري عوامل مؤثر بر بهره وري، استفاده شده است .عوامل مؤثر بر بهره وري کل عوامل در الگوي تخمین زده شده عبارتند از: سرمایه انسانی از نوع آموزش رسمی و آموزش غیر رسمی، فناوري، مقیاس کلی بنگاه و نسبت مالکیت بنگاه‌هاي داراي مالکیت عمومی به کل بنگاه‌ها. نتایج مطالعه بیانگر تأثیر مثبت و معنا دار متغیرهاي؛ سرمایه انسانی از نوع آموزش رسمی وآموزش غیر رسمی، فناوري، مقیاس کلی بنگاه، بر بهره وري کل عوامل می‌باشد و ضریب نسبت کارگاه‌هاي داراي مالکیت عمومی به کل کارگاه‌ها طبق انتظار تئوریکی منفی است، همچنین کاهش در سهم بنگاه داراي مالکیت عمومی منجر به افزایش در بهره‌وري کل عوامل می‌شود.

۳- مدل تحقیق و روش برآورد

برای برآورد میزان ناکارایی تخصیص منابع در بخش صنعت ایران از روشهای مختلفی می‌توان استفاده کرد. استفاده از مطالعات بین کشوری یا پانل، سری زمانی و مدل‌های تعادل عمومی، که با توجه به بررسی این اثرات در منتخبی از صنایع کشور در مقاله حاضر از روش پانل ایستا و روش تحلیل تابع مرزی تصادفی استفاده می‌شود. برای این منظور در مرحله اول با استفاده از روش تحلیل تابع مرزی تصادفی (SFA) و با مدل سازی از طریق تابع کاب – داگلاس به محاسبه‌ی میزان انحرافات هر بخش در صنعت، می‌پردازیم و در مرحله دوم به تخمین نتایج در ۲۳ صنعت فعال در کدهای دو رقمی ISIC صنعت با استفاده از مدل اثرات ثابت یا تصادفی و روش تحلیل تابع مرزی تصادفی خواهیم پرداخت و در مرحله آخر شدت کاربرد عوامل تولید مورد آزمون قرار خواهد گرفت.

۳-۱- تعیین متغیرها و ارائه مدل

به طور کلی دو روش برای اندازه گیری کارایی وجود دارد، یکی روش تحلیل فراگیر داده‌ها یا (DEA[8]) و دیگری روش تحلیل تابع مرزی تصادفی یا (SFA) است که در مطالعه حاضر از روش دوم استفاده می‌شود.

روش تحلیل تابع مرزی تصادفی با کمک مدل‌های اقتصاد سنجی و تئوری‌های اقتصاد خرد به تخمین کارایی واحدها (بنگاه ها) می‌پردازد. به عبارت دیگر، در روش SFA تابع تولید مرزی که نشان دهنده مکان هندسی بنگاه‌های کارا می‌باشد، با استفاده از مدل‌های اقتصاد سنجی تخمین زده شده و براساس آن ناکارایی بنگاه‌ها اندازه گیری می‌شود. از آنجایی که این روش به تخمین تابع تولید (هزینه) می‌پردازد. لذا مشخص کردن نوع خاصی از تابع تولید (هزینه) در ابتدای کار لازم است و معمولاً در این گونه تحلیل‌ها از تابع ترانسلوگ و یا تابع کاب داگلاس استفاده می‌شود.

۳-۱-۱- در تخمین توابع مرزی تصادفی مراحل زیر باید رعایت شود

ابتدا نوع تابعی که داده‌ها بر آن برازش می‌شوند، مشخص می‌شود، یعنی از بین توابع موجود از قبیل کاب - داگلاس، ترانسلوگ، تابع با کشش جانشینی ثابت (CES) و لیونتیف باید یکی از آنها انتخاب شود. در اقتصاد سنجی به طور معمول توابع دارای جمله خطای نرمال دو طرفه بوده و با استفاده از روش‌هایی مانند حداقل مربعات معمولی قابل برآورد هستند، اما درمورد توابع مرزی تصادفی به این صورت نیست و برآورد معادله مرزی تصادفی به راحتی صورت نمی‌پذیرد، زیرا این توابع با خطای ترکیبی مواجه بوده و جمله خطا ترکیبی از جمله اختلال نرمال دو طرفه و یک جمله مربوط به ناکارایی فنی است که عموماً دارای توزیع نیمه نرمال در نظرگرفته می‌شود. با مشخص شدن نوع توزیع جزء ناکارایی تخمین الگو به روش داده‌های تلفیقی در مدل پانل انجام می‌پذیرد.

۳-۱-۲- چارچوب داده‌هاي تابلويي براي روش تحليل تابع مرزي تصادفي يا (SFA)

برآوردهاي مدل‌هاي تصادفي با داده‌هاي مقطعي اريب و ناسازگار است. براي حل اين دو مشكل مي‌توان از داده‌هاي تلفيقي استفاده نمود. اشميت و سيكلس (۱۹۸٤) برخي از مزيت‌هاي مدل‌هاي تصادفي مرز توليد با داده‌هاي تلفيقي را در مقابل مدل‌هاي تصادفي مرز توليد با داده‌هاي مقطعي برشمرده‌اند. در مدل‌هاي با داده‌هاي مقطعي فرض مي‌شود كه جزء ناكارايي مدل مستقل از سطح نهاده‌هاي توليد است؛ در برآورد مدل‌هاي داده‌هاي تلفيقي چنين فرضي لازم نيست. زماني كه در تصريح مدل به معرفي رگرسورهاي ثابت نياز است، اين موضوع از اهميت بالايي برخوردار است. همچنين زماني كه مشاهدات در طول زمان در نظر گرفته مي‌شوند، برآوردهاي جزء ناكارايي مدل سازگار خواهد بود. علاوه بر اين زماني كه از داده‌هاي تلفيقي استفاده مي‌كنيم، نيازي نيست كه فرض معيني درباره جزء ناكارايي درنظر بگيريم و تمام پارامترهاي مرز توليد را مي‌توان با استفاده از روش‌هاي برآورد داده‌هاي تلفيقي به دست آورد (Schmidt & Sickles, 1984).

به رغم سادگي مدل اثرات ثابت، اين مدل برآوردهاي سازگاري از كارايي فني هر بنگاه ارايه مي‌دهد. با وجود اين، در مواردي كه تابع توليد مرزي شامل رگرسورهاي ثابت در طول زمان است، رويكرد اثرات ثابت در برآورد تابع توليد مرزي تصادفي با مشكل برآورد مواجه است. وجود اين مشكل در تصريح مدل اثرات ثابت باعث شد كه در ادبيات مدل تابع توليد مرزي تصادفي با داده‌هاي تلفيقي از مدل اثرات تصادفي استفاده شود. در مدل اثرات تصادفي مي‌توان استقلال جزء ناكارايي و رگرسورها و همچنين رگرسورهاي ثابت در طول زمان را درنظر گرفت. مانند مدل اثرات ثابت، برآورد سازگار و ناكارايي مستلزم اين است كه مشاهدات در طول زمان و در هر مقطع زمان به سمت بي‌نهايت ميل كنند. در مدل‌هاي اثرات ثابت، اثرات تصادفي و روش حداكثر درست نمايي، فرض بر اين است كه اثرات مؤثر بر ناكارايي فني در طول زمان ثابت است و تغيير نمي‌كند. روشن است كه هر چه طول دورة بررسي طولاني‌تر شود، ناكارايي در طول زمان ثابت نخواهد بود، زيرا مجموعه عوامل مؤثر بر ناكارايي بنگاه‌ها در طول زمان تغيير مي‌كنند. بر اين اساس مي‌توان فرض ثابت بودن ناكارايي در طول زمان را كنار گذاشت و با فرض تغيير ناكارايي فني در طول زمان و با استفاده از مدل‌هاي پانل كه تاثير ناكارايي در طول زمان را نيز در مدل لحاظ مي‌نمايد، ناكارايي بنگاه‌ها را با استفاده از داده‌هاي تلفيقي برآورد نمود. همان طوركه اشاره شد، در برآورد تابع میزان ناکارایی تخصیص منابع در بخش صنعت ایران به روش مرزی تصادفی ابتدا باید نوع تابعی که داده ها بر آن برازش می شود، مشخص شود. در بیشتر مطالعات تجربی تابع ترانسلوگ و تابع کاب - داگلاس مورد توجه قرار می گیرد. در این تحقیق برای محاسبه تابع میزان ناکارایی تخصیص منابع در

[8] Data Envelopment Analysis

بخش صنعت ایران از تابع کاب - داگلاس که از انعطاف پذیری بیشتری برخوردار است، استفاده می‌شود. شکل تبعی این تابع به صورت زیر بیان می‌شود:

$$y = A\sum_{i}^{n} X_i^{aj}\, e_i^{ui} \quad (٤)$$

$$Lny = LnA + a_1 LnL_1 + a_2 Lnl_2 + a_3 LnE_3 + u_i \quad (٥)$$

$$Lny = LnA + a_1 LnL_1 + a_2 Lnl_2 + a_3 LnE_3 + a_4 LnDUM_4 + u_i \quad (٦)$$

در رابطه بالا بخاطر تخمین مدل با استفاده از مدل پانل ایستا از مدل ۱ استفاده می‌شود. در این مدل y نشان دهنده‌ی تولید بالقوه هر بخش صنعت با تخصیص بهینه نهاده x که شامل نیروی کار (L)، سرمایه (I)، هزینه انرژی (E) و همچنین یکبار مدل ساده و یکبار هم مدل با در نظر گرفتن متغیر دامی هدفمند سازی یارانه‌ها (DUM) که در سال ۱۳۸۹ اجرایی شد و برای سال‌های قبل از هدفمندی عدد صفر و برای سال‌های بعد از هدفمندی عدد یک در نظر گرفته می‌شود، می‌باشدکه برای تخمین و محاسبه ی آن از داده‌های منتشر شده در نشریه مرکز آمار ایران برای کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارگر و بیشتر بر حسب فعالیت، طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۷٤ استفاده می‌شود و پس از محاسبه‌ی میزان انحرافات هر بخش صنعت و با استفاده از داده‌های در اختیار درباره‌ی میزان تخصیص منابع به هر بخش تحلیل خواهد شد که تخصیص منابع تا چه حد به بهینه پارتو نزدیک بوده و چه سیاست‌هایی در جهت بهبود اوضاع حاضر کمک کننده می‌باشد.

۴- نتایج تجربی تحقیق

قبل از انجام آزمون هم انباشتگي پانلی جهت تعیین رابطه بلند مدت بین شاخص‌های اصلی مطالعه، باید آزمون ریشه واحد برای جلوگیری از بروز مشکل رگرسیون کاذب براي متغيرها انجام پذیرد. در مطالعه حاضر از آزمون ریشه واحد لوین، لین و همکاران براي بررسي پايايي متغيرها و از آزمون کائو براي بررسي وجود يا عدم وجود رابطة هم انباشتگی میان متغیرها استفاده شده است که نتایج هر دو آزمون معنی دار می‌باشد که بخاطر محدودیت در تعداد صفحات مقاله قابل ارائه برای علاقمندان می‌باشد.

۴-۱- تخمین مدل‌ها و تفسیر نتایج

براي تعيين روش به كارگيري داده‌هاي تركيبي و تشخيص همگن يا ناهمگن بودن آن‌ها از آزمون چاو و آماره ي F ليمر استفاده شده است. فرضيه‌هاي آماري اين آزمون به شرح زير است:

$$H_0 = Pooled\ Data \quad (٧)$$

$$H_1 = Panel\ Data$$

در اين آزمون فرض H_0 مبني بر همگن بودن داده‌هاست و در صورت تأييد مي‌بايست تمامي داده‌ها را با يكديگر تركيب كرد و به وسيله‌ي يك رگرسيون كلاسيك تخمين پارامترها را انجام داد، در غير اين صورت داده‌ها را بايد به صورت داده‌هاي پانلي در نظر گرفت. در صورتي كه نتايج اين آزمون، مبني بر به كارگيري داده‌ها به صورت داده‌هاي پانلي شود؛ مي‌بايست براي تخمين مدل پژوهش از يكي از مدل‌هاي اثرات ثابت يا اثرات تصادفي استفاده شود. براي انتخاب يكي از اين دو مدل بايد آزمون هاسمن اجرا شود. فرض صفر آزمون هاسمن مبني بر مناسب بودن مدل اثرات تصادفي براي تخمين مدل‌هاي رگرسيوني داده‌هاي تابلويي است. اگر مقدار احتمال به دست آمده حاصل از اين دستور كمتر از ۱۰ درصد بود؛ بدين معني است كه فرض صفر رد مي‌شود، بنابراين از مدل اثرات ثابت استفاده مي‌كنيم، در غير اين صورت مدل بهتر براي تخمين پارامترها، مدل اثرات تصادفي است.

جدول ۱. نتایج انتخاب الگو جهت تخمین مدل
مأخذ: یافته‌های محقق

Table 1. Results for Choice of Model Estimation
Source: Findings of Research

نوع آزمون	آماره آزمون	مقدار آماره آزمون	Prob
F مقید برای مدل	F	۴۶/۶۵۴۷۴۲	۰/۰۰۰
آزمون هاسمن برای مدل	H	٦٨/٧٢٩٤٤٧	۰/۰۰۰

بر اساس آزمون F، با احتمال ۹۹٪ نمي توان فرضيه صفر مبني بر يكسان بودن اثرات انفرادي[9]، را پذيرفت. بنابراين، نتايج روش حداقل مربعات معمولی، اریب دار می‌باشد و باید روشی را اتخاذ کرد تا اثرات انفرادی ناشی از ناهمگنی متغیرها، لحاظ شود. پس می‌توان گفت که روش‌های اثرات ثابت و تصادفی که قدرت توضیح دهندگی بالایی دارند و اثرات انفرادی را در نظر می‌گیرند، نتایج قابل اطمینان‌تری را ارائه می‌دهند و نسبت به روش قبلی کاراتر و مناسب‌تر هستند. اما برای انتخاب مدل مناسب از بین دو مدل اثرات ثابت و تصادفی، لازم است آزمون هاسمن انجام پذیرد. نتیجه آزمون هاسمن، مدل اثرات ثابت را مورد تائید قرار می‌دهد، که نتایج تخمین در جداول ذیل ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج حاصل از تخمین الگو به روش تحلیل تابع مرزی تصادفی (SFA)
مأخذ: یافته‌های محقق

Table 2. Estimated Results of the Model by Stochastic Frontier Analysis (SFA)
Source: Findings of Research

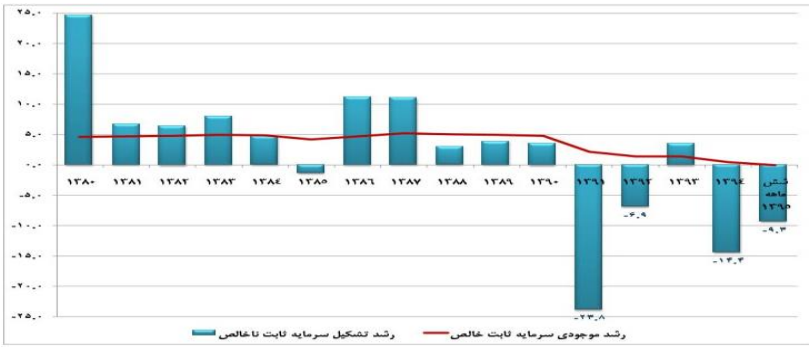
متغیرها	مدل ۱		مدل ۲	
	Coef.	**P>|z|**	**Coef.**	**P>|z|**
Log L	۰/٥٤٤٦	۰/۰۰۰	۰/٧٢٥٦	۰/۰۰۰
Log i	۰/٥٥٣٣	۰/۰۰۰	۰/٤٥٤۰	۰/۰۰۰
Log E	۰/٢٨١٦	۰/۰۰۰	۰/٢١٤٩	۰/۰۰۰
DUM	-	-	۰/٣٤٦٦	۰/۰۰۰
σ^2_v	۰/٤١٦٧		۰/٣٩٨۰	
σ^2_u	۰٨e-٣/٥٥		۰٨e-٤/٧٣	

نتايج جدول ۲ براى مدل ۱ و ۲ (بدون و با متغير دامى هدفمندازى يارانه‌ها) نشان مي‌دهد كه ناكارايي صنعت بين صفر تا ٤١ درصد (با فرض ثابت بودن ناكارايي در طول زمان و متغير بودن ناكارايي در طول زمان) در مدل تحليل تابع مرزى تصادفى مى‌باشد و براين اساس كارايي صنعت حدودا ٦٠ درصد مي‌باشد. همچنين نتايج تغيير در ناكارايي در طول زمان مي‌تواند ناشي از عوامل خارج از كنترل بنگاه‌ها همچون شوك‌هاي برونزاي اقتصادي، قوانين و مقررات و فضاي كسب و كار اقتصادي باشد. تغيير در حجم سرمايه‌گذاري در ساير بخش‌هاي اقتصادي و رشد تقاضاي محصول و در نتيجه افزايش حجم بازار باعث تغيير در ناكارايي در طول زمان مي‌شود. نكتة قابل توجه اين است كه نتايج هر دو مدل نشان مي‌دهد كه بازدهي به مقياس در صنعت ايران فزاينده است[10] (اگر همه عوامل توليد به يک نسبت تغيير كند توليد هم با همان نسبت تغيير كند. مثلا همه نهاده‌هاى توليد t برابر شوند، توليد هم t برابر گردد). در ادبيات اقتصادخرد استدلال مي‌شود كه اگر مجموع كشش‌هاي عوامل توليد در تابع توليد برابر يک باشد، بازدهي به مقياس ثابت و اگر كم تر يا بزرگ‌تر از يک باشد به ترتيب كاهنده يا فزاينده است. در شرايطي كه بازدهي به مقياس فزاينده است، هزينه كل توليد با نرخ كاهنده افزايش مي‌يابد و هزينه متوسط توليد نزولي است و توليد در ناحيه اقتصادي صورت نمي‌گيرد و بنگاه‌ها افزايش دهندة سود نيستند. همچنين فزاينده بودن بازدهي به مقياس نشان مي‌دهد كه توليدكنندگان در ايران به حداقل مقياس كاراي توليد نرسيده‌اند. به عبارتی در این شرایط صرفه به مقیاس تولید وجود ندارد و با

[9] Individual Effects

[10] براساس نتایج **جدول ۲** و مدل اثرات ثابت در مدل ۱ و ۲ جمع کشش نیروی کار، سرمایه و هزینه انرژی بزرگتر از یک و با در نظر گرفتن متغیر دامی هدفمند سازی یارانه‌ها؛ جمع کشش، نیروی کار، سرمایه و هزینه انرژی و هدفمند سازی یارانه‌ها بزرگتر از یک می‌باشد که نشان از فزاینده بودن بودن بازدهي به مقیاس در صنایع تولیدی ایران دارد.

افزایش حجم تولید، هزینه متوسط تولید هر واحد کالا افزایش می‌یابد. با نگاهی به وضعیت سرمایه ثابت در ایران می‌توان مشاهده کرد که؛ متوسط رشد تشکیل سرمایه ثابت طی سال‌های ۹۵-۱۳۶۸، حدود ۴ درصد بوده است. اما از سال ۱۳۸۸ روند رشد سرمایه گذاری رو به کاهش رفته است. میانگین رشد تشکیل سرمایه ثابت در دوره ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۵ منفی ۵٫۱ درصد شده است. کاهش مستمر سطح تشکیل سرمایه ثابت کشور طی چند سال پی‌درپی به کاهش رشد موجودی سرمایه خالص از سال ۱۳۹۱ انجامیده است. بر اساس برآوردها، نرخ رشد موجودی سرمایه خالص در پایان سال ۱۳۹۵ کمتر از صفر می‌باشد. آثار کاهش رشد موجودی سرمایه کشور، دارای آثار گرانباری برای اقتصاد ملی خواهد بود که از آن جمله باید به مصرف فراوان انرژی، ضعف در زیرساخت‌های حمل‌ونقل، فرسودگی ماشین‌آلات تولیدی بنگاه‌ها و ناوگان حمل‌ونقل، شکاف فناوری اشاره نمود. مطالعات نشان می‌دهد که به طور تاریخی عامل اصلی تعیین‌کننده رشد اقتصادی در ایران، رشد موجودی سرمایه خالص بوده است. به بیان دیگر، تغییرات موجودی سرمایه خالص، بخش عمده تغییرات تولید ناخالص داخلی ایران را توضیح می‌دهد. با این حساب، در اثر کاهش رشد موجودی سرمایه، انتظار می‌رود بهره وری در صنایع در سال‌های آینده نیز با کاهش مواجه شود.



نمودار ۲. موجودی سرمایه خالص و رشد تشکیل سرمایه ناخالص به قیمت ثابت
(ماخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران)

Figure 2. Net Capital Stock and Growth of Gross Capital Formation in Constant Prices
(Source: Central Bank of I.R. of Iran)

ادبیات نظری دلالت دارد که عامل اصلی افزایش کارایی در بلندمدت، رشد بهره‌وری کل عوامل تولید است. تجربه کشورهای دارای رشد بهره‌وری پایدار نیز نشان می‌دهد، رشد بهره‌وری سهم قابل توجهی در رشد اقتصادی آن کشورها داشته است. بهره‌وری در سطح بنگاه‌های اقتصادی در ایران، پائین است. این امر موجب توان پایین رقابت‌پذیری بنگاه‌های اقتصادی داخلی می شود که از عوامل اصلی ناپایداری رشد تولید است. افزایش بهره‌وری مستلزم اصلاح ساختارها و سیاست‌ها در جهت کاهش انحصارات، افزایش شفافیت و رقابت در اقتصاد، کاهش دخالت‌های قیمتی دولت، استفاده از نیروی کار متخصص، اجتناب از حمایت‌های غیرهدفمند و بازنگری جدی در سیاست‌های حمایتی دولت، خصوصی‌سازی واقعی بنگاه‌های دولتی و کاهش تصدی‌گری دولت است. اما در شرایط کنونی، بسیاری از ساختارها و سیاست‌های موجود، مشوق بهره‌وری یا حداقل سازگار با بهره‌وری نمی‌باشند. لذا در اقتصاد ایران، رشد بهره‌وری کل عوامل، سهمی در رشد اقتصادی بلندمدت نداشته است و برای نیل به کارایی و بهره وری در صنایع، تمرکز اصلی معطوف به رشد نهاده‌های تولید بوده که موجب ناپایداری تولید در بخش صنایع کشور شده است. اقتصاد ایران برای جبران عقب‌ماندگی‌های دهه‌های گذشته، از یکسو محتاج منابع مالی فراوان برای سرمایه‌گذاری است و از سوی دیگر نیازمند تخصیص بهینه منابع موجود و بکارگیری نیروی کار متخصص می‌باشد. اما متاسفانه نخبگان سیاسی دارای چالش‌های اساسی در خصوص تخصیص منابع موجود هستند. می‌توان گفت که تخصیص ناکارای منابع، یکی از مهم‌ترین موانع رشد مناسب اقتصادی و یکی از ریشه‌های بروز عدم تعادل‌های بزرگ در اقتصاد کشور محسوب می‌شود. از جمله مصادیق بارز تخصیص ناکارای منابع، پرداخت یارانه نقدی به خانوار است. این سیاست موجب شده است که منابع مورد نیاز برای سرمایه‌گذاری محدود

گردد. هر گاه منابع حاصل از افزایش قیمت حامل‌های انرژی طی چند سال گذشته، به توسعه زیرساخت‌های اقتصادی، بهبود و ارتقا وضعیت فناوری و همچنین یارانه به خانوارهای مستمند و مستحق اختصاص می‌یافت، تحولات اساسی در بهبود ظرفیت‌های اقتصاد ملی و حمایت هدفمند از اقشار آسیب‌پذیر ظهور و بروز پیدا می‌کرد. یکی دیگر از نمونه‌های تخصیص ناکارای منابع، برخی سیاست‌های حمایتی مانند توزیع تسهیلات بانکی بین بنگاه‌های زیان‌ده و نیمه‌تعطیل است. این اقدامات عمدتاً با رویکرد اشتغال برای اشتغال صورت می‌پذیرد و فاقد اثر پایدار بر رشد بهره وری و کارایی در صنایع تولیدی است. استمرار این قبیل سیاست‌های حمایتی غیرهدفمند، ضمن اتلاف منابع مالی مورد نیاز سرمایه‌گذاری، مانعی جدی برای پایداری رشد بهره وری و کارایی نیز خواهد بود. عواملی نظیر عدم شفافیت مالی، تراکم قوانین و مقررات، وجود انحصارات و نظایر آن همواره می‌تواند محیط کسب‌وکار را برای فعالان اقتصادی نامساعد نماید. محیط کسب‌وکار نامساعد، هزینه مبادله را در اقتصاد افزایش و انگیزه سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت را کاهش می‌دهد. بنابراین محیط کسب‌وکار نامساعد باید به عنوان یکی دیگر از موانع مهم برای دستیابی به رشد بهره وری بالا و کارایی پایدار محسوب نمود. با توجه به امکانات بالقوه و بالفعل فراوان در اقتصاد ایران، نیل به نرخ رشدی پایدار و بالا کاملاً قابل دسترس است. اما این امر الزامات سخت و دشواری دارد. لذا باید تصمیمات اساسی و استراتژیک را اتخاذ نمود. به عبارت دیگر، یا باید از دستیابی به نرخ رشدهای بالا صرف‌نظر کرد، یا به الزامات دستیابی به نرخ رشد مناسب و پایدار تن داد. اولین اقدامی که برای دستیابی به نرخ رشد بهره وری بالا و پایدار باید صورت پذیرد، آسیب شناسی رشد است. آسیب شناسی، معطوف به بازشناسی موانع اصلی بقا و پیشرفت پدیده مورد مطالعه است. برای این مهم باید مهمترین عوامل محدود کننده را بازشناسی کرد و نسبت به رفع آنها اقدام نمود. بنابرین باید در روش آسیب‌شناسی رشد بهره وری و کارایی، تاثیر موانع نهادی، انسانی، اجتماعی، فیزیکی (زیرساخت‌ها)، بر روند سرمایه‌گذاری‌ها بررسی شود که نیاز به توجه بیشتر از سوی فعالان بخش اقتصادی، مسئولان و دولت مردان را دارد.

همچنین براساس نتایج جدول ۳ که محاسبه میزان انحرافات هر بخش از صنعت را نشان می‌دهد، قابل رویت است که از ۲۳ صنعت فعال در کدهای دو رقمی؛ بترتیب صنایع ردیف ۱، ۳، ٦، ۷، ۹، ۱۰، ۱۱، ۱۲، ۱۳و ١٤ نسبت به سایر صنایع از انحراف بیشتری برخوردار هستند که میزان انحراف تمام ۲۳ صنعت در جدول ۳ قابل مشاهده می‌باشد.

جدول ۳. رتبه بندی میزان انحراف در هر صنعت
مأخذ: یافته‌های محقق

Table 3. Ranking of Deviation Extends in All Industries
Source: Findings of Research

میزان انحراف در هر صنعت	۲۳ صنعت فعال در کدهای دو رقمی ISIC		
	نام صنعت	کد	ردیف
-۰/۲۱۱۱۷۳	مواد غذایی و آشامیدنی	۱۵	۱
۰/۳۰۸٦۸۷	تولید محصولات از توتون	۱٦	۲
-۰/۳۹۱۰۸۹	تولید منسوجات	۱۷	۳
۰/۱۸۸۵۱٦	تولید پوشاک	۱۸	٤
۰/۲۲۲۰۲٦	دباغی و عمل آوردن چرم	۱۹	۵
-۰/۱۵۱۹٤۵	تولید محصولات چوبی	۲۰	٦
-۰/۳۱۲۳۳٦	تولید محصولات کاغذی	۲۱	۷
۰/۰٤٤۹٦۹	تکثیر رسانههای ضبط شده	۲۲	۸
-۰/۱٤۱۳۳۰	تولید ذغال کک	۲۳	۹
-۰/۳٤۵۳۰۱	تولید محصولات شیمیایی	۲٤	۱۰
-۰/۱٦۷۳۱۹	محصولات پلاستیکی	۲۵	۱۱
-۰/۹۱۹۳٦۸	سایر محصولات کانی غیر فلزی	۲٦	۱۲
-۰/٦۷۷۳۷۷	تولید فلزات اساسی	۲۷	۱۳
-۰/۰۲۸۸۰۳	محصولات فلزی بجز ماشینآلات	۲۸	١٤

۱۵	۲۹	تولید ماشینآلات و تجهیزات	۰/۰۵۶۸۳۸
۱۶	۳۰	تولید ماشینآلات اداری	-۰/۶۱۲۳۷۶
۱۷	۳۱	تولید ماشینالات تولید برق	۰/۲۰۳۹۷۰
۱۸	۳۲	تولید تلویزیون و وسایل ارتباطی	۰/۶۴۳۳۱۴
۱۹	۳۳	تولید ابزار پزشکی و اپتیکی	۰/۱۸۵۸۴۸
۲۰	۳۴	تولید وسایل نقلیه و موتوری	۰/۴۵۲۰۵۵
۲۱	۳۵	تولید سایر وسایل حمل و نقل	۰/۲۲۹۸۱۶
۲۲	۳۶	تولید مبلمان و مصنوعات	۰/۰۷۳۰۹۰
۲۳	۳۷	بازیافت	۰/۱۴۷۳۴۰

۱-۱-۴- شدت کاربرد عوامل تولید

نتایج جدول ٤ میزان شدت کاربرد عوامل تولید برحسب نیروی کار، سرمایه و انرژی را نشان می‌دهد، طبق نتایج تخمین مدل، شدت انرژی با ضریب ۵/۹۳ درصد بیشترین تاثیر را برروی تولید بالقوه هر بخش صنعت دارد، همچنین شدت سرمایه ثابت و شدت نیروی کار به ترتیب بیشترین تاثیر را برروی تولید بالقوه هر بخش صنعت دارند.

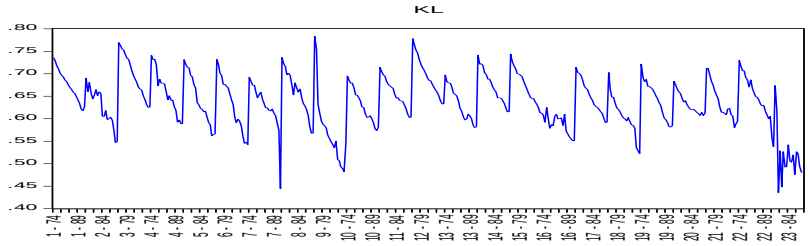
جدول ٤. نتایج حاصل از تخمین الگو به روش پانل برای شدت کاربرد عوامل تولید
مأخذ: یافته‌های محقق

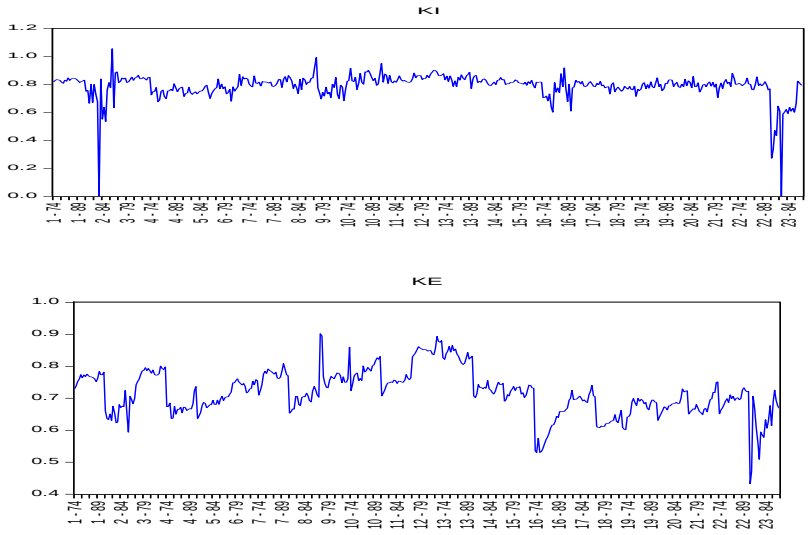
Table 4. Estimated Results for Factor Intensity by Panel Data

Source: Findings of Research

متغیرها				
	Coef.	**Std. Err.**	**z**	**P>|z|**
const.	-۰/۲۹۸۱۳۶	۰/٤٥۹۷۷٤	-۰/٦٤٨٤٤١	۰/۵۱۷۰
KL	۱/۵۵۲۸۳۰	۰/۸۷۸۸۱۱	۱/۷٦٦۹٦۷	۰/۰۷۷۹
KI	۲/۳۰۹۸۰۲	۰/٤٤٦۵۰۳	۵/۱۷۳۰۹۷	۰/۰۰۰۰
KE	۵/۹۳۸۹٤۹	۰/۵۵۱۸۹۳	۱۰/۷٦۱۰۵	۰/۰۰۰۰
R^2	۰/٦۰۹٤			

نمودار ۳ شدت عوامل تولید را نشان می دهد. همانگونه که قابل مشاهده است شدت انرژی، شدت سرمایه ثابت و شدت نیروی کار به ترتیب بیشترین تاثیر را برروی تولید بالقوه هر بخش صنعت دارد.





نمودار ۳. شدت کاربرد عوامل تولید (ماخذ: محاسبات محقق)

Figure 3. Factor Intensity of Production Inputs (Source: Researcher's Calculations)

۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

رشد بخش صنعت و به دنبال آن سایر بخش‌های اقتصادی، سبب افزایش اشتغال، تولید و درآمد خواهد شد. رشد بهره وري كل عوامل موجب كاهش هزينه‌هاي توليد و افزايش قدرت رقابت توليدكننده در بازار مي‌شود. زيرا رشد بهره‌وري عوامل توليد سبب كاهش سطوح قيمت‌ها و در نتيجه كاهش هزينه متوسط توليد كالا و خدمات در بازار و افزايش ميزان سودآوري محصولات در واحدهاي توليدي خواهد شد. پيامد چنين تحولي، تأثير چشم گيري بر افزايش تقاضا و از همه مهم تر افزايش توان رقابت فعاليت‌های اقتصادی در بازارهاي خارجي خواهد داشت و در نتيجه حجم سرمايه گذاري‌ها و استفاده از ابداعات و فن آوري‌هاي جديد افزايش مي‌يابد كه اين خود عامل مؤثر در رشد بهره‌وري براي مراحل بعدي خواهد شد. سنجش كارايي به عنوان يكي از كليدي‌ترين متغيرهاي ارزيابي عملكرد، به محققان كمك مي‌كند كه براساس آن، ميزان انحراف نسبت به شرايط بهينه پارتو را مورد سنجش قرار دهند. سنجش این متغیرها در بخش صنعت کشور به عنوان يكي از بخش‌هاي مولد اقتصاد ايران اهميت دارد، زيرا همواره ادعا مي‌شود كه به رغم حمايت‌هاي گسترده توسط دولت‌ها، اين بخش با ناكارايي قابل توجهي همراه بوده است. در خصوص ناکارایی تخصیص منابع در بخش صنعت ایران پیشنهاداتی قابل ارائه است که در بخش زیر به آن پرداخته می‌شود:

- نگاهی به نتایج تخمین تابع تصادفی مرزی نشان می‌دهد که نیروی کار مهمترین جز در محاسبه انحراف از کارایی می‌باشد. بنابرین ارتقاء سطح كيفي نيروي كار موجود از طريق آموزش هاي ضمن خدمت، آموزش‌هاي فني و حرفه‌اي لازم به منظور بالا بردن سهم شاغلان متخصص و ايجاد انگيزه لازم در نيروي كار از طريق بوجود آوردن ارتباط بين سطح دستمزد با سطح بهره‌وري ضرورت دارد. در اين ارتباط به نظر مي‌رسد قانون پرداخت مزد بايد به گونه‌اي مورد بازنگري قرار گيرد كه در زمينه‌هاي لازم به استقرار نظام‌هاي"كارمزدي" و پاداش مبتني بر بهره‌وري در مقابل نظام‌هاي فعلي "وقت مزدي" بيانجامد و موانع قانوني كاهنده بهره‌وري كاهش يابد.

- متاسفانه یکی دیگر از عوامل ناکارایی در بخش صنایع ایران، توجه بیشتر به صنایع دولتی و انحصاری عمل کردن این صنایع می‌باشد که مانعی در برابر رقابت صنایع با یکدیگر می‌باشد. کاهش انحصارات، سرعت دادن به روند خصوصي سازي و ايجاد زمينه‌هاي تشويق رقابت می‌تواند در افزایش کارایی صنایع مفید باشد. بديهي است اين امر مي‌تواند در تعامل و هم پيوندي فعال با اقتصاد جهاني نيز نقش مثبتي داشته باشد.

- یکی دیگر از عواملی که منجر به ناکارایی در بخش صنایع ایران بخاطر تحریم‌ها می‌شود، استفاده از تکنولوژی‌های قدیمی می‌باشد که منجر به افزایش انرژی بر صنایع می‌گردد و نتایج تخمین نیز گویای این مطلب می‌باشد. بنابرین تعامل موثر با كشورهاي پيشرفته از نظر فناوري در صنعت به منظور انتقال دانش فنی از خارج به داخل می‌تواند در کاهش ناکارایی صنایع مفید باشد. همچنین اختصاص سهم

قابل ملاحظه‌اي از درآمد حاصل از اجراي طرح هدفمند كردن يارانه‌ها براي بازسازي امكانات سرمايه‌اي فرسوده و نوسازي تكنولوژيكي صنعت در ايران و افزايش سهم هزينه‌هاي تحقيق و توسعه در توليد صنايع در ايران در راستاي افزايش سطح فناوري نيز مفيد مي‌باشد و در آخر؛ بالا بودن قیمت‌ها و همچنین پایین‌بودن کیفیت محصولات از عواملی است که منجر به ناکارایی در بخش صنایع ایران می‌شود. بنابرین کاهش ناهماهنگي بين قيمت‌هاي عوامل توليد (شفاف سازي قيمت‌ها)، از طريق واقعي كردن اين قيمت‌ها بوسيله كاهش و حذف انواع سياست‌هاي حمايتي و همچنين ارتقاء مشاركت مردمي در امر سرمايه‌گذاري از طريق فعال كردن بازار سرمايه و نيز ايجاد زمينه‌هاي لازم به منظور جذب سرمايه‌هاي خارجي كه منجر به رقابت بيشتر صنايع مي‌شود، به واقعي‌تر كردن قيمت‌ها كمک مي‌كند.

قدردانی: از معاونت پژوهشی دانشگاه تربیت مدرس برای حمایت مالی و معنوی قدردانی می‌شود.

Acknowledgments: We would like to thank Tarbiat Modares University for Intellectual and Financial support.

تضاد منافع: نویسنده مقاله اعلام می‌کند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.

Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interests in publishing this article.

منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Reference

Allendorf, J., & Hirsch, S. (2015). Dynamic productivity growth in the European food processing industry. *In Proceedings of the 55th Annual Conference of German Association of Agricultural Economists* (GEWISOLA), Giessen, Germany, 23–25.

Baran, J. (2013). Efficiency of the production scale of Polish dairy companies based on data envelopment analysis. *Oeconomia*, 12, 5-13.

Bravo-Ureta, B. E., & Pinheiro, A. E. (1997). Technical, economic, and allocative efficiency in peasant farming: evidence from the Dominican Republic. *The developing economies*, *35*(1), 48-67.

Cechura, L. (2012). Technological change in the Czech food processing industry: What did we experience in the last decade? *In Proceedings of the 131st EAAE Seminar, 'Innovation for Agricultural Competitiveness and Sustainability of Rural Areas*', Prague, Czech Republic, 18–19.

Čechura, L., & Hockmann, H. (2017). Heterogeneity in production structures and efficiency: an analysis of the Czech food processing industry. *Pacific Economic Review*, *22*(4), 702-719.

Čechura, L., Hockmann, H., & Kroupová, Z. (2014). Productivity and Efficiency of European Food Processing Industry; COMPETE Working Paper N7; IAMO: Halle, Germany.

Čechura, L., & Žáková Kroupová, Z. (2021). Technical Efficiency in the European Dairy Industry: Can We Observe Systematic Failures in the Efficiency of Input Use?. *Sustainability*, *13*(4), 1830.

Dimara, E., Skuras, D., Tsekouras, K., & Tzelepis, D. (2008). Productive efficiency and firm exit in the food sector. *Food Policy*, *33*(2), 185-196.

Eslamloueyan, Karim. and Hasan. Tavakoli. (2020). "The Effects of Government Expenditure Shocks on Input Efficiency and Consumer Preferences in Iran", *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *17*(3), , Pages 1-19. DOI: 10.22055/JQE.2020.24789.1814 [In Persian]

Farrell, M. J. (1957). The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (General)*, *120*(3), 253-281.

Garshasbi, A. (2012). Estimating Technical, Allocative and Economic Inefficiencies and Assessment of Their Effects on Output Supply and Input Demand: A Case Study of Wheat in Cultivation Sub-sector, *Unpublished Ph.D. Thesis*, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University. [In Persian].

Gebremichael, B. Z., & Rani, D. L. (2012). Total factor productivity change of ethiopian microfinance institutions (mfis): A malmquist productivity index approach (mpi). *European Journal of Business and Management*, *4*(3), 105-114.

Hosseininasab, S. E. & Ghoochi, R. (2007). Foreign Trade and Productivity Growth in Iran's Manufacturing Industries. *Sustainable Growth and Development (Economic Research)*, 6(1), 1-19. Available at: https://www.sid.ir/en/journal/ViewPaper.aspx?id=91730 [In Persian]

Hsieh, C. T., & Klenow, P. J. (2009). Misallocation and manufacturing TFP in China and India. *The Quarterly journal of economics*, *124*(4), 1403-1448.

Kapelko, M. (2019). Measuring productivity change accounting for adjustment costs: evidence from the food industry in the European Union. *Annals of Operations Research*, *278*(1), 215-234.

Kapelko, M., Lansink, A. O., & Stefanou, S. E. (2015). Effect of food regulation on the Spanish food processing industry: a dynamic productivity analysis. *PloS one*, *10*(6), e0128217.

Kapelko, M., Oude Lansink, A., & Stefanou, S. E. (2017). The impact of the 2008 financial crisis on dynamic productivity growth of the Spanish food manufacturing industry. An impulse response analysis. *Agricultural Economics*, *48*(5), 561-571.

Khalesi, A. (2005). New Economy and Productivity in Iran. *Quarterly Journal of New Economy and Trade*, 1, 1-19. Available at: https://ecc.isc.ac/showJournal/1962/27674/513895 [In Persian].

Kim, M., Oh, J. & Shin, Y. (2017). Misallocation and Manufacturing TF in Korea 1982-2007. Federal Reserve Bank of St. Louis *Review*, *99*(2), 233-44.

Koopman, T.C. (1951). An Analysis of production as an effect combination of activities. *Monograph*, (13), 23-41.

Libert, L. (2017). Misallocation Before, During and after the Great Recession. *Working Paper*, Banque De France.

Náglová, Z., & Pechrová, M. Š. (2019). Subsidies and technical efficiency of Czech food processing industry. *Agricultural Economics*, *65*(4), 151-159.

Popović, R., & Panić, D. (2018). Technical efficiency of Serbian dairy processing industry. *Економика пољопривреде*, *65*(2).

Rezitis, A. N., & Kalantzi, M. A. (2016). Investigating technical efficiency and its determinants by data envelopment analysis: An application in the Greek food and beverages manufacturing industry. *Agribusiness*, *32*(2), 254-271.

Rudinskaya, T. (2017). Heterogeneity and efficiency of food processing companies in the Czech Republic. *Agricultural Economics*, *63*(9), 411-420.

Rudinskaya, T., & Kuzmenko, E. (2019). Investments, Technical Change and Efficiency: Empirical Evidence from Czech Food Processing. *AGRIS on-line Papers in Economics and Informatics*, *11*(665-2020-1218), 93-103.

Schmidt, P., & Sickles, R. C. (1984). Production Frontiers and Panel Data." journal of Business and Economic Statistics, vol. 2.

Setiawan, M., Emvalomatis, G., & Lansink, A. O. (2012). The relationship between technical efficiency and industrial concentration: Evidence from the Indonesian food and beverages industry. *Journal of Asian Economics*, *23*(4), 466-475.

Shajari, H., Ostadi, H., Sheikhi S. (2014). Analysis of Factors Affecting Total Factor Productivity: A Case Study of the Pharmaceutical Industry in Iran. *Journal of Financial Economics*, 8(27), 65-87. Available at: http://ecj.iauctb.ac.ir/article_512793.html [In Persian]

Soboh, R. A., Lansink, A. O., & Van Dijk, G. (2014). Efficiency of European dairy processing firms. *NJAS-Wageningen Journal of Life Sciences*, *70*, 53-59.

Špička, J. (2015). The Efficiency Improvement of Central European Corporate Milk Processors in 2008-2013. *Agris On-Line Papers in Economics & Informatics*, *7*(4), 175-188.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Eslamloueyan, Karim. and Hasan. Tavakoli. (2020). "The Effects of Government Expenditure Shocks on Input Efficiency and Consumer Preferences in Iran", *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *17*(3), , Pages 1-19. DOI: 10.22055/JQE.2020.24789.1814 [In Persian]

Farrell, M. J. (1957). The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (General)*, *120*(3), 253-281.

Garshasbi, A. (2012). Estimating Technical, Allocative and Economic Inefficiencies and Assessment of Their Effects on Output Supply and Input Demand: A Case Study of Wheat in Cultivation Sub-sector, *Unpublished Ph.D. Thesis*, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University. [In Persian].

Gebremichael, B. Z., & Rani, D. L. (2012). Total factor productivity change of ethiopian microfinance institutions (mfis): A malmquist productivity index approach (mpi). *European Journal of Business and Management*, *4*(3), 105-114.

Hosseininasab, S. E. & Ghoochi, R. (2007). Foreign Trade and Productivity Growth in Iran's Manufacturing Industries. *Sustainable Growth and Development (Economic Research)*, 6(1), 1-19. Available at: https://www.sid.ir/en/journal/ViewPaper.aspx?id=91730 [In Persian]

Hsieh, C. T., & Klenow, P. J. (2009). Misallocation and manufacturing TFP in China and India. *The Quarterly journal of economics*, *124*(4), 1403-1448.

Kapelko, M. (2019). Measuring productivity change accounting for adjustment costs: evidence from the food industry in the European Union. *Annals of Operations Research*, *278*(1), 215-234.

Kapelko, M., Lansink, A. O., & Stefanou, S. E. (2015). Effect of food regulation on the Spanish food processing industry: a dynamic productivity analysis. *PloS one*, *10*(6), e0128217.

Kapelko, M., Oude Lansink, A., & Stefanou, S. E. (2017). The impact of the 2008 financial crisis on dynamic productivity growth of the Spanish food manufacturing industry. An impulse response analysis. *Agricultural Economics*, *48*(5), 561-571.

Khalesi, A. (2005). New Economy and Productivity in Iran. *Quarterly Journal of New Economy and Trade*, 1, 1-19. Available at: https://ecc.isc.ac/showJournal/1962/27674/513895 [In Persian].

Kim, M., Oh, J. & Shin, Y. (2017). Misallocation and Manufacturing TF in Korea 1982-2007. Federal Reserve Bank of St. Louis *Review*, *99*(2), 233-44.

Koopman, T.C. (1951). An Analysis of production as an effect combination of activities. *Monograph*, (13), 23-41.

Libert, L. (2017). Misallocation Before, During and after the Great Recession. *Working Paper*, Banque De France.

Náglová, Z., & Pechrová, M. Š. (2019). Subsidies and technical efficiency of Czech food processing industry. *Agricultural Economics*, *65*(4), 151-159.

Popović, R., & Panić, D. (2018). Technical efficiency of Serbian dairy processing industry. *Економика пољопривреде*, *65*(2).

Rezitis, A. N., & Kalantzi, M. A. (2016). Investigating technical efficiency and its determinants by data envelopment analysis: An application in the Greek food and beverages manufacturing industry. *Agribusiness*, *32*(2), 254-271.

Rudinskaya, T. (2017). Heterogeneity and efficiency of food processing companies in the Czech Republic. *Agricultural Economics*, *63*(9), 411-420.

Rudinskaya, T., & Kuzmenko, E. (2019). Investments, Technical Change and Efficiency: Empirical Evidence from Czech Food Processing. *AGRIS on-line Papers in Economics and Informatics*, *11*(665-2020-1218), 93-103.

Schmidt, P., & Sickles, R. C. (1984). Production Frontiers and Panel Data." journal of Business and Economic Statistics, vol. 2.

Setiawan, M., Emvalomatis, G., & Lansink, A. O. (2012). The relationship between technical efficiency and industrial concentration: Evidence from the Indonesian food and beverages industry. *Journal of Asian Economics*, *23*(4), 466-475.

Shajari, H., Ostadi, H., Sheikhi S. (2014). Analysis of Factors Affecting Total Factor Productivity: A Case Study of the Pharmaceutical Industry in Iran. *Journal of Financial Economics*, 8(27), 65-87. Available at: http://ecj.iauctb.ac.ir/article_512793.html [In Persian]

Soboh, R. A., Lansink, A. O., & Van Dijk, G. (2014). Efficiency of European dairy processing firms. *NJAS-Wageningen Journal of Life Sciences*, *70*, 53-59.

Špička, J. (2015). The Efficiency Improvement of Central European Corporate Milk Processors in 2008-2013. *Agris On-Line Papers in Economics & Informatics*, *7*(4), 175-188.

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

Efficiency is a fundamental concept in economics and is applied in various economic areas. In microeconomics, efficiency has a particular role in consumption and production. The focus of this article is on production efficiency, which itself consists of many kinds. In the economics literature, the important question is that how much the current economic situation is away from the efficient situation and, in other words, what the extent of inefficiency is. Statistical facts and evidence clearly show that the Islamic Republic of Iran's economy suffers from a relatively high level of inefficiency in its various sectors, which can be induced from different factors including big size of the public sector, governmental controls in various economic sectors, deviation of domestic relative prices from the world relative prices, untargeted protective system, old technologies, widespread corruption, and economic rents and lack of competitiveness of domestic outputs. Although economic justice should not be sacrificed for increasing efficiency, it seems that the efficiency itself has been sacrificed during the last four decades of IR Iran's economic life. The economy has not been on the right path to deliver sustainable economic growth. Too much emphasis on the issue of economic justice in the last two decades and ignoring the issue of efficiency have been misleading. It seems that the investigation of efficiency in various economic sectors and identification of its determinants are essential for future financial planning. Various kinds of efficiency cannot be dealt with in one article. For this reason, the purpose of this paper is to estimate resource allocation inefficiency in the Iranian industrial sector.

METHODOLOGY

For this purpose, we calculate in the first stage the deviations in each sub-sector of the industry. Then in the second stage, we estimate inefficiencies in 23 industries with two-digit ISIC codes over 1374-1393.

FINDINGS

The empirical results derived from the stochastic frontier function show that the industry's efficiency in the production sector is about 60 percent. Also, due to increasing returns to scale in the Iranian industry, marginal and average production costs are decreasing, and production does not occur in economic areas. Therefore, firms operating in Iranian industries are not profit maximizers and have not reached an efficient production scale. Our estimated stochastic frontier function also shows that the labor force is an essential part of efficiency deviation in our calculations. Therefore, it is necessary to promote labor quality through learning-by-doing as well as technical and professional education to increase their share and create incentives.

CONCLUSION

This aim can be reached by linking labor force compensation and wages to its productivity. Also, it is necessary to investigate and evaluate the influential factors causing inefficiency in various economic sectors to design economic policies to eliminate or at least reduce these factors.

Reference

Allendorf, J., & Hirsch, S. (2015). Dynamic productivity growth in the European food processing industry. *In Proceedings of the 55th Annual Conference of German Association of Agricultural Economists* (GEWISOLA), Giessen, Germany, 23–25.

Baran, J. (2013). Efficiency of the production scale of Polish dairy companies based on data envelopment analysis. *Oeconomia*, 12, 5-13.

Bravo-Ureta, B. E., & Pinheiro, A. E. (1997). Technical, economic, and allocative efficiency in peasant farming: evidence from the Dominican Republic. *The developing economies*, *35*(1), 48-67.

Cechura, L. (2012). Technological change in the Czech food processing industry: What did we experience in the last decade? *In Proceedings of the 131st EAAE Seminar, 'Innovation for Agricultural Competitiveness and Sustainability of Rural Areas*', Prague, Czech Republic, 18–19.

Čechura, L., & Hockmann, H. (2017). Heterogeneity in production structures and efficiency: an analysis of the Czech food processing industry. *Pacific Economic Review*, *22*(4), 702-719.

Čechura, L., Hockmann, H., & Kroupová, Z. (2014). Productivity and Efficiency of European Food Processing Industry; COMPETE Working Paper N7; IAMO: Halle, Germany.

Čechura, L., & Žáková Kroupová, Z. (2021). Technical Efficiency in the European Dairy Industry: Can We Observe Systematic Failures in the Efficiency of Input Use?. *Sustainability*, *13*(4), 1830.

Dimara, E., Skuras, D., Tsekouras, K., & Tzelepis, D. (2008). Productive efficiency and firm exit in the food sector. *Food Policy*, *33*(2), 185-196.

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)
(former Economic Studies)

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271

Estimation of Resource Allocation Inefficiency in the Iranian Industrial Sector

*Kazem Yavari *, Marzieh Khodabakhsh ** and Reza Najarzadeh****

** Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Accounting, Yazd University, Yazd, Iran (Corresponding Author).*
Email: *kyavari@yazd.ac.ir*
0000-0002-6195-248
Postal address*: University Blvd, Safayieh, Yazd, Yazd, 8915818411, Iran.*

*** M.S. Student of Economics, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.*
Email: *mana.khodabakhsh@gmail.com*

**** Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.*
Email: *najarzar@modares.ac.ir*

ARTICLE HISTORY
Received: November 04, 2018
revision: June 16, 2021
acceptance: June 21, 2021
Online publication: June 21, 2021

JEL CLASSIFICATION
C23, D6

KEYWORDS
Panel Model, Stochastic Frontier Function, Industrial Sector, Efficiency

FURTHER INFORMATION:
The present article has been obtained from the M.S. dissertation of Ms. Khodabakhsh under Supervisor of Kazem Yavari, defended on April 10, 2018, at Tarbiat Modares University.

ACKNOWLEDGMENTS: We would like to thank Tarbiat Modares University for Intellectual and Financial support.
CONFLICT OF INTEREST: The authors declare no conflict of interests in publishing this article.
FUNDING: Research Division of Tarbiat Modares University.

How to Cite:
Yavari, Kazem, Khodabakhsh, Marzieh & Najarzadeh, Reza. (2021). Estimation of Resource Allocation Inefficiency in the Iranian Industrial Sector. Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) (former Economic Studies), 18(2), 71-84.
10.22055/jqe.2021.27519.1964

© 2021 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

CONCLUSION

Therefore, according to the results of this study, it can be concluded that oil and gold assets are not suitable to cover the risk of stock price index and building a portfolio consisting of these three assets is not a good one because the price changes of these variables have a significant correlation. In addition, it can be concluded that in the real world, other factors affect the stock price index, which are suggested to be identified and studied in future research.

Reference

Amiri, S., homayounifar, m., karimzadeh, M., & Falahi, M. A. (2015). Examination of Dynamic Correlation between Major Assets in Iran by DCC-GARCH Approach. *The Economic Research, 15*(2), 183-201. Available at: http://ecor.modares.ac.ir/article-18-7024-en.html [In Persian]

Bouri, E., Jain, A., Biswal, P. C., & Roubaud, D. (2017). Cointegration and nonlinear causality amongst gold, oil, and the Indian stock market: Evidence from implied volatility indices. *Resources Policy*, 52, 201-206.

Choudhry, T., Hassan, S. S., & Shabi, S. (2015). Relationship between gold and stock markets during the global financial crisis: Evidence from nonlinear causality tests. *International Review of Financial Analysis*, 41,247-256.

Engle, R. F., & Granger, J. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55, 251-276.

Fetros, M. H.,& Hoshidari, M. (2018). Dynamic Relationships between Oil Prices, Gold Prices and Exchange Rates with Indicators of Tehran Stock Exchange. *Quarterly Energy Economics Review, 14* (58), 89-116, Available at: http://iiesj.ir/article-1-1099-fa.html [In Persian]

Gokmenoglu, K., & Fazlollahi N. (2015). The Interactions among Gold, Oil, and Stock Market: Evidence from S&P500. *Procedia Economics and Finance*, 25, 478-488

Heidary, H., Shirkund, S., & Abolfazli R. (2014) Investigating the simultaneous effects of oil price uncertainty and gold price on the price index of Tehran Stock Exchange, based on the three-variable GARCH model. *Journal Of Financial Engineering And Portfolio Management*. *6* (22), 61-80, Available at: http://fej.iauctb.ac.ir/article_511476.html [In Persian]

Huang, S., A, H., Gao, X., & Huang, X. (2016). Time–frequency featured co-movement between the stock and prices of crude oil and gold. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 444, 985-995.

Mansouri, S.A,Farazmand, H. (2020). Identifying the Best Type of Wavelet in Economic Research: A Case Study of Business Cycles in Iran, *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE*). 17 (3), 43-68, doi: 10.22055/JQE.2019.26401.1899 [In Persian]

Raee, R., Mohmadi, S., Saranj, A. (2014). Tehran Stock Exchange dynamics in a Markov regime switching EGARCH-in-mean model. *Financial Research Journal*, 16(1), 77-98. doi: 10.22059/jfr.2014.51841 [In Persian]

Samadi,S., Shirani Fakhr. Z., & Davarzadeh. M. (2007). Investigating the Impact of Tehran Stock Exchange Stock Price Index on World Oil and Gold Prices (Modeling and Forecasting). *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE), 4*(2), 20-40, Available at: https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=79716 [In Persian]

Sujit, K.S., & Rajeshkumar, B. (2011). Study On Dynamic Relationship Among Gold Price, Oil Price ,Exchange Rate And Stock Market Returns. *International Journal of Applied Business and Economic Research*. 9, 145-165

Zaranejhad, M., Kargarbazi. A., & Heidari Behnooi, A. (2011). The Impact of Severe Fluctuations in World Oil and Gold Prices on the Tehran Stock Exchange: A Tail Dependency Approach, *The First International Conference on Econometrics, Methods and Applications*, Islamic Azad University, Sanandaj Branch. [In Persian]

Johansen, S., & Juselius, K. (1991). Maximum Likelihood Estimation And Inference On Cointegration — With Applications To The Demand For Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

Many economic and financial time series, especially stock prices, have gone through stages in which their behavior seems to have changed significantly. This change in behavior in time series may be over time in terms of the mean value, variance, or covariance of the current values of the time series with its past values. Today, the analysis of a market separately from other markets is almost invalid and analysts need to conduct their analysis based on the relationships between different markets. In addition, it is important to pay attention to the relationship between different markets especially the relationship between domestic and international markets to study the behavior of different economic variables and their time series.

METHODOLOGY

Oil, gold and stock markets are complex, time-varying, nonlinear and multivariate economic systems that are affected by various factors such as political, military, economic, and supply and demand factors. And these few studies have focused on GARCH, VAR,… econometric methods that are based on linear regressions. Despite the importance of examining the relationship between the three variables of crude oil price, gold price, and stock price index, unfortunately insufficient studies have been done in this country. Given that the time series of crude oil, gold prices, and stock price indices are a combination of components of different cycles, the relationship between these variables has changed over time, and examining these variables separately provides only partial and perhaps misleading information. Therefore, in contrast to previous research, the correlation between the stock market, crude oil and gold has been investigated with a multivariate framework, in which the correlation of time intervals has been considered. In addition, due to the fact that previous studies have emphasized the effects of uncertainty of one variable on other variables separately and have not examined the simultaneous effects of several variables on another variable, in this study, the relationship between the three variables has been investigated in the form of simultaneous communication using wavelet analysis. The main purpose of this study is to investigate the relationship between the price of gold, oil and the stock price index of the Tehran Stock Exchange in different periods and time periods. In other words, in this research, we seek to answer these questions whether the stock price index of Tehran Stock Exchange is related to the price of international oil and gold assets and whether the cross-sectional relationship between the three variables has changed at different times and in different time zones. In line with the purpose of this article, in addition to using wavelet analysis and multiple correlation analysis, Granger causality and co-integration tests have also been used. The Johansson co-integration test was used to examine co-integration. The variables used in this research are daily time series data of gold price, crude oil price and stock price index of Tehran Stock Exchange from January 2003 to May 2016.

FINDINGS

The results obtained from this research (from R software) are as follows: 1- The above three time series have a significant correlation throughout the period. 2- The relationship between the stock market in Iran and the international markets of crude oil and gold has changed at different time scales. 3- Based on the results of the wavelet correlation of stock price index and crude oil price, in periods higher than 128 to 1024 days in the whole period (2003 to 2016) there is a high correlation. This issue indicates a temporary correlation between stock price index and crude oil price that fluctuates in the short term. 4- Based on the results of the correlation between the stock price index and the gold price, there are large correlation zones at intervals above 128 to 1024 days throughout the period. This issue indicates a temporary correlation between the stock price index and the gold price, which fluctuates in the short term.

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)
(former Economic Studies)

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271

The Investigation of Time–frequency co-movement between Tehran Stock Market Price Index ,prices of oil and gold using Multiple Wavelet Coherence

*Azam Mohammadzadeh *, Mohammad Nabi Shahiki Tash ** and Kiana Zinati****

** PhD in Financial Economics, university of Sistan and Baluchestan, Faculty of Economics, Zahedan, Iran.*
***Email**: az.mohammadzadeh@gmail.com*
0000-0002-3983-2379
***Postal address**: Daneshgah university, zahedan, Sistan and baluchestan,5352, Iran*

*** Associate Professor of Economics, University of Sistan and Baluchestan, Faculty of Economics ,Zahedan, Iran*
***Email**: mohammad_tash@eco.usb.ac.ir*
***Postal address**: Daneshgah university, zahedan, Sistan and baluchestan,5352, Iran*

**** Master of Industrial Management, Department of Management, Faculty of Management Economics and Accounting, Islamic Azad University, Tabriz Branch, Tabriz, Iran.*
***Email** :kiana.zinati@gmail.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 21 September 2018	***G0, G02, G11***	***Stock Price Index, Gold Price, Wavelet Analysis, Multiple Wavelet Coherency***
Revision: 13 August 2020		
Acceptance: 4 December 2020		
Online publication: 4 December 2020		

ACKNOWLEDGMENTS: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.
CONFLICT OF INTEREST: The authors declare no conflict of interest.
FUNDING: The author(s) received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

How to Cite:
Mohammadzadeh, Azam, Shahiki Tash, Mohammad Nabi & Zinati, Kiana. (2021). Investigation Time–frequency co-movement between the Tehran Stock Price Index and prices of oil and gold using Multiple Wavelet Coherence. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) (former Economic Studies), 18*(2), 57-70.
10.22055/JQE.2020.14340.1942

© 2021 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

Dumagan, J., Gill, G., & Ingram, C. (2003). Industry-level effects of information technology use on overall productivity. *US Department of Commerce (Eds.), Digital economy*, *2003*, 45-60.

Fadai, M., & Derakhshan, M. (2015). Analysis of the Short and Long Term Impact of Economic Sanctions on Economic Growth in Iran, *Journal of Economic Growth and Development Research*, *5*(18), 113-132. DOI: 20.1001.1.22285954.1394.5.18.7.7 [In Persian]

Fakhrai,E., & Ahmady,H. (2011). Studying Factors Affecting Instability of Non-Oil Exports Exchange Revenues in Iran, *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *8*(2),123-149. DoI: 10.22055/JQE.2011.10603 [In Persian]

Gorjizadeh, A., & Sharifi Renani, H.(2014). The Role of Knowledge-Based Economy in Inflation Control, *Quarterly Journal of Economic Modeling*, *8*(26), 107-125. Available at: http://eco.iaufb.ac.ir/article_554784.html [In Persian]

Grant, G.B., Seager, T.P., Massard ,G., & Nies, L. (2010). Information and Communication Technology for Industrial Symbiosis, *Journal of Industrial Ecolog*, *14*(5), 740-753.

Khezri,M., Shojaee A.N., & Fotros, M, H.(2019). Investigation of the Nonlinear Effects of Non-Oil Exports Determinants in Iran Using a Model with Variable Parameters over Time of TVP-VAR, *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *15*(4),113-134. DoI: 10.22055/JQE.2018.23814.1752 [In Persian]

Mehrara, M., & Rezaei Bergshadi, S. (2016). Investigation of Factors Affecting Economic Growth in Iran Based on Bayesian Weighted Average Least Squares (WALS) *Approach. Journal of Economic Growth and Development Research*. *6* (23), 89-114. DoI: 20.1001.1.22285954.1395.6.23.6.3 [In Persian]

Michaely, M. (1977). Exports and Economic Growth: an Empirical Investigation, *Journal of Development Economics*. *4*(1), 49-53.

Mohammadzadeh, Y., & Yahyavi Dizaj, J. (2015). The Importance and Role of Knowledge - Based Economy in the Development of Non Oil Exports, *Fourth Iranian Islamic Model Conference on Iranian Progress; Past, Present, Future*. Available at: https://4cp.olgou.ir/papers/336.pdf [In Persian]

Mohtashami, N., Mousavi Ghaydari, S.Z., & Ishaqi, S.R. (2015). The Impact of Knowledge-Based Economy on the Development of Iranian Non-Oil Exports. National Conference of Student Scientific-Student Association of Agriculture and Natural Resources, *College of Agriculture and Natural Resources*, University of Tehran. Available at: https://civilica.com/doc/457759 [In Persian]

Nazeman, H & Islamifar, A.R. (2010). Knowledge-Based Economy and Sustainable Development, *Journal of Knowledge and Development*, *17*(7), 184-213. Available at: https://danesh24.um.ac.ir/article_26964_4b7f84fb1e834f40aa5f4432c468e16a.pdf [In Persian]

Pesaran, M.H., & Shin, Y. (1996). Co-integration and speed of convergence to equilibrium. *Journal of Econometrics*. *71*(2), 43-117.

Porfaraj, A.R., Keshavarz ,H., & Ansari Samani, H. (2012). Culture - the Heart of Knowledge-Based Economy in Economic Growth and Development. *Specialized Journal of Cultural Engineering*. *6*(64). Available at: http://ensani.ir/fa/article/314875 [In Persian]

Smith, K.(2002). what is the Knowledge Economy? Knowledge Intensity and Distributed Knowledge Bases. The United Nations University, Insititute for New Technologies, UNU/INTECH Discussion Papers.ISSN 1564-8370.

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

Two of the most important problems in developing countries are single product and their economic dependence on the export of raw materials which have had negative effects on the economic, political, social and even cultural structure. Non-oil exports based on knowledge-based economy have special importance in economic security and sustainable ,non-raw exports.

METHODOLOGY

For this purpose, to investigate knowledge-based economy axes Economic Incentive and Institutional Regime (EIR), Education and Training (ET), Information and Communications Technologies (ICT) and Innovation and Technological Adoption (ITA) have been used. The main objective of this research is to study the impact of knowledge-based economy on non-oil exports of Iran according to the approach of resistance economy, by using time series data for the years (2016 - 1978) and auto regressive distributed Lag method.

FINDINGS

Based on the results, in the short-term Education and Training index (ET) had the most positive impact on Iran's non-oil exports, which could indicate that investing in training and human resources development has led to increasing non-oil exports of Iran in the short-term. In addition, Innovation and Technological Adoption index (ITA) is the most influential factor on Iranian non-oil exports in the long-term and has a significant negative impact. It can be said that Scientific papers and patents could not communicate with the economy and industrial sector of the country.Regarding the negative and significant effect of EIR,which has the least effect on Iran non-oil exports in both short and long run, it can be stated that the presence and competition of domestic producers in the international market, due to the semi- traditional export texture and its low productivity and quality, can have an adverse effect on Iran's non-oil exports. Regarding the impact of Information and Communication Technology index (ICT) on non-oil exports, it can be said that this index in short and long -term has had a positive and significant effect on non-oil exports of Iran because of considerable progress in this field over the years.

CONCLUSION

considering the negative and significant impact of Innovation and Technological Adoption (ITA) and the positive and significant impact of Education and Training (ET) in short and long term on Iran's non-oil exports, it is suggested that the researchers and inventors of the country should be encouraged to undertake research projects according to different economic sectors requirements as well as providing them with special facilities. As Economic Incentive and Institutional Regime Index (EIR) have the least long- term impact on non-oil exports, it is suggested ,by changing the semi -traditional context of Iranian exports to a modern system, a commercial liberalization basis for exporting non- oil products to Iran is provided through using modern scientific methods.

Reference

Abonouri, A., Hanatah,M., & ghorbani Jahed.A.R. (2013). Investigating the Role of Knowledge-Based Economy Components on Total Productivity of Factors. *Macroeconomic Research*, 8 (16), 31-52. Available at: http://jes.journals.umz.ac.ir/article_478.html [In Persian]

Amjadi, K., Rahbari Banaian G.R., & Soltani Fasqendis ,G.R. (2012). Analysis of the Impact of Knowledge-Based Economy Indicators on the Gross Domestic Product of Countrie, *.Journal of Productivity Management(Beyond Management)*, 6 (21), 83-103. Available at: http://jpm.iaut.ac.ir/article_519387.html [In Persian]

Behboodi,D., & Amiri, B., (2010). The Long-Term Relationship between Knowledge-Based Economy and Economic Growth in Iran. *Journal of Science and Technology Policy*, 2(4), 23-32. Available at: http://jstp.nrisp.ac.ir/article_12794.html [In Persian]

Chen, D. H. C., & Dahlman, C. J. (2004). *Knowledge and development: a cross-section approach* (Vol. 3366). World Bank Publications.

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)
(former Economic Studies)

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271

The Impact of the Knowledge-Based Economy on Iran Non-oil Export

Seyedeh Samaneh Raei *, *Nazar Dahmardeh Ghaleh No* **

* *Seyedeh Samaneh Raei, PhD student in Agricultural Economics, Department of Agricultural Economics, Faculty of Economics and Management, Sistan and Baluchestan University, Zahedan, Iran (Corresponding Author).*
Email: *s.raei@pgs.usb.ac. ir*
0000-0002-9526-6025
Postal address*: Iran, Fars, Shiraz, Modares Boulevard, Vali Asr Shahrak, 71566-75566*

** *Nazar Dahmardeh Ghaleh No , Professor of Economics, , Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Sistan and Baluchestan University, Zahedan, Iran.*
Email*:Nazar@hamoon.usb.ac.ir*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 14 August 2018	***E63, O2 ,A1***	***knowledge-based economy, non-oil export, Auto***
revision: 27 February 2021		***Regressive Distributed Lag method, Bound test***
acceptance: 31 Desember 2020		
Online publication: 31 Desember 2020		

ACKNOWLEDGMENTS: We thank the anonymous referees for their useful suggestions.
CONFLICT OF INTEREST: The authors declare no conflict of interest.
FUNDING: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

How to Cite:
Raei, Seyedeh Samaneh & Dahmardeh Ghaleh No, Nazar. (2021). The Impact of the Knowledge-Based Economy on Iran Non-oil Export. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) (former Economic Studies), 18*(2), 43-55.
10.22055/jqe.2020.26777.1922

© 2021 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

Romer, C. D. & Romer, D. H. (2013). The missing transmission mechanism in the monetary explanation of the Great Depression. *The American Economic Review*, 103 (3), 66–72.

Sameti, M. Samadi, S. & Ghobadi, S. (2004). The Estimation of the optimal unemployment rate and its comparison with the natural rate. *Journal of Economic Research*, 67, 91-116.

Shahabadi, A. & Salman, Y. & Valencia, A. (2015). The Relationship between Inflation and Inflation Uncertainty with an Emphasis on Rational Expectation in Iran. *Quarterly Journal of Monetary and Financial Economics*, 12, 1-19. Available: https://danesh24.um.ac.ir/article_31041.html [In Persian]

Snowden, B. & Wayne, H. (2005). New Macroeconomics, Translated by: Souri, A. & Khalili Iraqi, M., Samt Publishing, 2013. [In Persian]

Zarei, J. & Ebrahim. I. & Hematy. M. (2019). The Effects of Government Current and Development Expenditures on Private SectorConsumption Expenditures in Business Cycles. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 16, 3, 1-31. Available: https://jqe.scu.ac.ir/article_14766.html [In Persian]

Refernce

Abrishami, H. (2009). *Applied Econometrics*. Tehran University Publishing, Second Edition. [In Persian]

Abbasinejad, H. & Tashkini, A. (2013). *Advanced Applied Econometrics*. Noor Elm Publications. [In Persian]

Akhbari, M. & Mohagheghnia, M. (2014). Estimation of a time varying NAIRU for Iran and its Implications for Economic Policy. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE),* 4, 11, 123-124. Available: https://jqe.scu.ac.ir/article_11875.html [In Persian]

Bahari, M. (2015). The Impact of Inflation Uncertainty on Inflation and Inflation Expectations in Iran. M.Sc. Thesis. Faculty of Social Sciences. Razi University. [In Persian]

Bernanke, B. (2003). A Perspective on Inflation targeting. *Annual Washington Policy Conference of the National Association of Business Economists*. Washington, D.C

Burke, M. & Ozdagli, A. (2013). Household inflation expectations and consumer spending: Evidence from panel data. Working Papers, 13-25, *Federal Reserve Bank of Boston*, Boston, MA.

Fakhrai, E. & Mansoori, A. (2010). Estimating marginal propensity to consume for income groups on the basis of relative permanent income hypothesis in Iran. *Quietly Journal of Science of Development*, 16(29), 21-39. Available: https://danesh24.um.ac.ir/article_25750.html [In Persian]

Fisher, I. (1930). *The theory of interest rate*. New York, A.M.

Gorji, E. (2005). Evolution in Macroeconomic Analysis. Tehran, *Commercial Publishing Company*. [In Persian]

Hakim, R. & Bustaram, I. (2019). Inflation expectation and consumption in Indonesia. IOP Conf. Series. *Earth and Evvironmental Science*, 243, 012060.

Hosseini, S. & Shokouhi, M. (2015). The Study of factors affecting inflation with emphasis on the role of retrospective and futuristic expectations. *Quarterly Journal of Economic Research*, 15, 17, 228-209. Available: https://ecor.modares.ac.ir/article-18-9786-fa.html [In Persian]

Ichiue, H. & S. Nishiguchi. (2015). Inflation expectations and consumer spending at the zero bound: Micro evidence. *Economic Inquiry*, *53* (2), 1086–1107.

Jalaei, A. & Ghasemi, A. & Sattari, O. (2013). Simulation of consumption function and forecast of Iran's consumption up to the horizon of 1404 using genetic algorithm and mass particle optimization algorithm. *Quarterly Journal of Research Economics*, *15*(2), 27-47. Available: https://ecor.modares.ac.ir/article-18-5314-fa.html [In Persian]

Ioana, A. & Duca, G. & Reuter A. (2018). Inflation expectations, consumption and the ower bound: micro evidence from a large euro area survey. *European Centeral Bank*, WP No 2196.

Kapetanios,G. & Maule, B. & Young, G.(2016). A new summary measure of inflation expectation. *Economic letters*, *149*, 83-85.

Khajeh Roshanai, N. (2010). Study of Relationship Monetary Policies and Economic Fluctuations in Iran (Rational Expectation Frame). *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *7*(2), 57-74. Available: https://jqe.scu.ac.ir/article_10651.html [In Persian]

Khezri, M. & Sahabi, B. & Yavari K. & Heidari H. (2015). Time-varying Effects of Inflation Determinants: State-space Models. *Quarterly Journal of Economic Modeling*, 9, 2 (30), 46-25. Available: http://eco.iaufb.ac.ir/article_557907.html [In Persian]

Monjezb, M. (2010). Testing the Expectations Theory of Money Demand Function in Iran. Journal of Economic Policies. 78, 6, 58-47. Available: http://economic.mofidu.ac.ir/article_47828.html [In Persian]

Mumtaz, H. (2010). Volving UK Macroeconomic Dynamics: A Time varying factor Augmented VAR. Bank of England. *working paper*, 386.

Nasresfahani, R. & Yavari, K. (2003). Factors Affecting Inflation in Iran, using VAR. Iranian Economic Research Quarterly, 16, 99-69. Available: https://ijer.atu.ac.ir/article_3861.html [In Persian]

Nayebi, S. (2014). Estimating the consumption function of selected countries using panel data. M.Sc. Thesis, Faculty of Economics, Kharazmi University. [In Persian]

Noferesti, M. (1999). *Unit root and Cointegration tests in econometrics*. Tehran, Rasa Cultural Services Institute Publications. [In Persian]

Phelps, E. (1996). A Review of Unemployment Macroeconomic performance and the labor market. *Journal of economic studies*, 42, 19-36.

Premik, F. & Stanislawska, E. (2017). The impact of inflation expectations on Polish consumers' spending and saving. *NBP Working Paper* 255.

Primiceri, G. (2005). Time varying structural vector auto regression and monetary policy. *Review of economic studies*, 72, 821-852.

Reid, M. (2015). Inflation expectation of the inattentive general public. *Economic modeling*, 46, 157-166.

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

The continuous growth of the price level in Iran indicates the prices trend is rising. Short-term inflation dynamics and cyclical interaction with actual economic variables are central in macroeconomics, especially monetary policy analysis.

METHODOLOGY

Given the importance of inflation expectations, this study examines how it is formed by considering comparative and rational inflation expectations. Since the relationship between inflation expectations and consumption has an actual application in determining economic policies, this relationship is examined during the period 1367: 1 to 1395: 4 by considering the logarithm of consumption, logarithm of income, and logarithm of inflation as the research variables. All data sets used in this study are first-order, meaning that they only need to be differentiated once to be stationary. Because among the various consumption models, Friedman has played an essential role in introducing expectations into consumption theory and has talked about hot money. His approach has been used in the model. To model invisible variables such as rational inflation expectations, space-state models that allow unobservable variables to be used both in estimating the model and estimating them in the models are used. In this regard, the Kalman-filter algorithm was used, a powerful recursive method for optimal predictions of invisible variables and efficient estimates of the parameters of space-state models based on mathematical hope. The partial adjustment method has been used to model adaptive inflation expectations. For consistent estimation, methods that consider the endogeneity of variables should be used. Also, because the variables of collaborative research are of the same order, if there is no co-integration relationship between them, their differential form should be used. According to Granger's theorem, there will be an error correction if there is a co-integration relationship between the variables. Proving the endogeneity of associations related to expectations in the economic framework and therefore due to the existence, we estimate the error correction model with the GMM method.

FINDINGS

The results show that the effect of rational inflation expectations on long-run consumption in the Iranian economy is positive and significant. Thus, with a one percent increase in expected inflation, consumption will increase about 6 percent, but there is no significant relationship between rational expectations and consumption in the short term. The effect of comparative inflation expectations on consumption is also positive and significant. Thus, a one percent increase in comparative expected inflation will lead to an increase in consumption of 2 percent. Because in the case of comparative expected inflation, a positive relationship between expected inflation and consumption is confirmed, so that the elasticity of consumption to expected inflation is 2%. In other words, a 1% increase in comparative expected inflation will lead to a 2% increase in consumption**.**

CONCLUSION

In the practical aspect of this research, it can be said that since Iran's economy is in a state of stagflation, (1) Managing inflation expectations through an efficient communication framework with economic factors can transform the retrospective pricing system into a futuristic one and reduce the actual costs of deflation. (2) The policymaker should take measures so that the inflation expectations of the society are not intensified because this issue can stimulate inflation by intensifying consumption and increasing its total demand. Then inflation expectations spread in this direction which has happened regularly in recent years. (3) Also, due to the impact of consumption changes on aggregate demand and aggregate demand on corporate investment decisions, the attention of monetary policymakers and the central bank on controlling inflation expectations is needed more than ever due to its direct impact on consumption. In this regard, policymakers should be careful in implementing their policies not to exacerbate inflation expectations. For example, what policies to enforce (or not) and what policies to implement (or not) play a role in forming positive or negative policies destructive inflation expectations. However, in this regard, expert economic advisors should be consulted on any policy. 4- Also, anti-inflation policies that control inflation have a favorable effect on inflation expectations and are therefore recommended.

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)
(former Economic Studies)

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271

Investigating the Impact of Inflation Expectations on Consumption in Iran: Adaptive Expectations versus Rational Expectations (Kalman Filter Approach)

Mohammadreza Monjazeb *, *Mehrnoosh Alimardani***
** Associate Professor of Economics, Department of Economics of Public Affairs, Faculty of Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran (Corresponding Author).*
Email: *dr_monjazeb@yahoo.com*
0000-0002-8696-610X
Postal address*: Taleghani street number 22, district 7, Tehran, Tehran province, zip code: 1563666411, Iran.*

*** MA, Department of Economics of Public Affairs, Faculty of Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran.*
Email: *mehrnoosh.alimardani@gmail.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 23 July 2018	***D84، D12، P24، E31، C5***	***Inflation expectations, Adaptive expectations, Rational expectations, income, consumption***
revision: 13 February 2021		
acceptance: 18 February 2021		
Online publication: 18 February 2021		

ACKNOWLEDGMENTS: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.
CONFLICT OF INTEREST: The authors declare no conflict of interest.
FUNDING: The authors received no financial support for this article's research, authorship, and publication.

How to Cite:
Monjazeb, Mohammadreza & Alimardani, Mehrnoosh. (2021). Investigating the impact of inflation expectations on consumption in Iran: Adaptive Expectations versus Rational Expectations(Kalman Filter Approach). *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) (former Economic Studies), 18*(2), 27-42.
10.22055/jqe.2021.26608.1914

© 2021 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

Chirila–Donciu E. (2013), Globalization and Foreign Direct Investments. *CES Working Papers*, *5*(2), 177-186.

Vlahinić-Dizdarević, N., & Biljan-August, M. (2005, May). FDI performance and determinants in southeast European countries: evidence from cross-country data. In *th International Conference on Enterprise in Transition, May* (pp. 26-27).[Online] Available: http://bib.irb.hr/prikazi-rad?&lang=en&rad=203502.

Dunning, J.H. (1994), Multinational enterprises and the globalization of innovatory capacity, *Research Policy*, *23*(1), 67-88.

Durham, B.J. (2004), Absorptive Capacity and the Effects of Foreign Direct Investment and Equity Foreign Portfolio Investment on Economic Growth, *European Economic Review 48*(2), 285-306.

Grčić, B., & Babić, Z. (2003). The determinants of FDI: evaluation of transition countries attractiveness for foreign investors. In *5th International Conference Enterprise in Transition. Tučepi*.

Jensen, M.C. & Meckling, W.H. (1978). Can the Corporation Survive? *Financial Analysts Journal*, *34*(1), 31-37.

Levine, R. (1997), Financial development and economic growth: Views and agenda, *Journal of Economic Literature*, *35*(2), 688-726.

Loree, D.W. & Guisinger, S.E. (1995), Policy and Non-Policy Determinants of U.S. Equity Foreign Direct Investment, *Journal of International Business Studies*, *26*(2), 281–299.

Lucas, R.E. (1988), On The Mechanics of Economic Development, *Journal of Monetary Economics*, *22*, 3-42.

Mishkin, F.S. (1996), The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy, NBER Working Papers 5464, *National Bureau of Economic Research*, Inc. Available: https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/5464.html

Morisset, J. (2000), Foreign Direct Investment in Africa : Policies Also Matter, *Policy Research Working Paper*; No. 2481. World Bank, Washington, DC. © World Bank.

Nunnenkamp, P. (2002). Determinants of FDI in Developing Countries: Has Globalization Changed the Rules of Game? *Kiel Working paper* No. 1122, Keil Institute of World Economics,Germany. [Online] Available: http://www.ifw-members.ifw-kiel.de/publications/de... the-game/kap1122.pdf

Prasad, E., Rogoff, K., Wei, S.J. & Kose, M.A. (2003), Effect of Financial Globalization on Developing Countries, Some Empirical Evidence, *IMF Occasional Paper* 220 (Washington, International Monetary Fund).

Ramazan D. & Kiani A. K. (2012), Analyzing the Relationship between FDI, Trade Openness and Real output Growth: An ECM Application for Pakistan, *International Journal of Basic and Applied Science*, *1*(2), 813-819.

Romer, P.M. (1986), Increasing Returns and Long-Run Growth, *The Journal of Political Economy*, *94*(5), 1002-1037.

Savari, A., Fatrus, M., Haji, G., & Najafizadeh, A. (2020). Asymmetric analysis of the effect of energy consumption and financial development on economic growth in Iran: Application of nonlinear ARDL method. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 17(3), 69-90. doi: 10.22055/jqe.2019.28107.2012

Schneider, F., & Frey, B. S. (1985). Economic and political determinants of foreign direct investment. *World Development*, *13*, 161–175. http://dx.doi.org/10.1016/0305-750X(85)90002-6.

Shakeri, A. (2011), *Macroeconomics*, Rafe Press [In Persian].

Torabi, T. & Mohammadzadeh Asl, N. (2010). Analyzing the Role of Globalization in Attracting Foreign Investment and Affecting the Economic Growth, *Journal of Economic Research*, *10*(2), 217-240. Avalable at: https://joer.atu.ac.ir/article_2775.html?lang=en [In Persian].

Taylor, C. T. (2000). The Impact of Host Country Government Policy on US Multinational Investment Decisions. *World Economy*, *23*(5), 635-647. EBSCOhost. http://dx.doi.org/10.1111/1467-9701.00294.

UNCTAD (2015), World Investment Report. PDF.

Wheeler, D. & Mody, A. (1992), International Investment Location Decisions: the Case of Us Firms, *Journal of International Economics*, *33*(1-2), 54 – 76.

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

Financial globalization since the mid-1980s has increased capital flows between industrialized and developing countries. However, foreign direct investment and foreign portfolio investment are the primary and influential factors of globalization. Also, according to theoretical literature, there is a relationship between financial globalization and economic growth of countries dependent on their degree of development, geographical conditions, size of the country in trade, and ..., which may be positive or negative in some cases. On the other hand, sustainable economic growth is one of the preconditions for attracting and exploiting foreign capital. This paper tries to consider the importance of international capital flows (including foreign direct investment and foreign portfolio investment) as the symbol of financial globalization, investigate the interaction between financial globalization and economic growth in a growth model for D8 countries.

METHODOLOGY

In this regard, the specified econometric model is including three equations for economic growth, foreign direct investment, and foreign portfolio investment. Then for estimating the model, the required data are gathered for D8 countries during 1995-2015, and simultaneous equations method in panel data approaches have been used to evaluate the research problem.

FINDINGS

In the specified economic growth equation, the estimated results show a long-run, positive, and statistically significant relationship between economic growth and both types of international investment flows. However, according to the estimated coefficients, the effect of the foreign direct investment on economic growth is more than the foreign portfolio investment in the selected countries during 1995-2015. This result indicates that foreign investment can be a determinant factor for the economic growth in the specified countries. Also, the population growth rate and the fixed capital accumulation positively affect economic growth, while the effect of the real exchange rate and the inflation is negative. In the estimated equation for foreign direct investment, the economic growth, the real exchange rate, and the difference between domestic and foreign interest rates positively affect this variable.

In contrast, the coefficient of other variables, including the portfolio investment, the population growth, and the fixed capital accumulation, is negative, and the results indicate substitution between different types of capital flows. Finally, in the portfolio investment equation, the coefficient of the economic growth rate and the number of internet users is positive, and the coefficient of the foreign direct investment and inflation rate are negative. Hence, economic growth is a determinant factor to absorb foreign investment flows.

CONCLUSION

As a policy recommendation, policymakers should pay special attention to foreign investment flows, especially foreign direct investment. Using suitable and necessary policies, try to promote infra-structures and capacities of their country to absorb foreign direct investment and generate sustainable economic growth.

Reference

Agarwal, J.P. (1980). Determinants of foreign direct investment: a survey. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 106, 739–77.

Asiedu, E. & Salehi Esfahani, H. (2003). The Determinants of Foreign Direct Investment Employment Restrictions. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=835345 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.835345.

Bayar Y. (2014), Financial Development and Economic Growth in Emerging Asian Countries, *Asian Social Science*, *10*(9), 1-17.

Bekaert, G. & Harvey, C. R. (1995), Time-varying World Market Integration, *Journal of Finance*, *50*, 403-444.

Bekaert, G. & Harvey, C. R. (2000), Foreign Speculators and Emerging Equity Markets, *Journal of Finance*, *55*, 565-614.

Botric, V., Sisinacki, J. & Skuflic, L. (2006), Road Infrastructure and Regional Development: An Evidence From Croatia, ERSA conference papers ersa06p88, European Regional Science Association. Available at: https://ideas.repec.org/p/wiw/wiwrsa/ersa06p88.html

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)
(former Economic Studies)

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271

Interaction of International Capital Flows and Economic Growth in D8 Countries

*Mahdi Yazdani**, *Armen Markari***
** Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran (Corresponding Author)*
Email: *ma_yazdani@sbu.ac.ir*
0000-0002-8045-7232
Postal address*: Daneshjou Blvd., Shahid Beheshti University, Tehran, Tehran, postal code: 1983963113, Iran.*

*** M.A. in Energy Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.*
Email: *armen_shev_10@yahoo.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 15 July 2018	***C33 ،F34 ،F41***	***Globalization, Foreign Investment, Economic Growth, Simultaneous Equations, Panel Data***
revision: 29 March 2021		
acceptance: 2 April 2021		
Online publication: 2 April 2021		

ACKNOWLEDGMENTS: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.
CONFLICT OF INTEREST: The authors declare no conflict of interest.
FUNDING: The authors received no financial support for this article's research, authorship, and publication.

How to Cite:
Yazdani, Mahdi & Markari, Armen. (2021). Interaction of International Capital Flows and Economic Growth in D8 Countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) (former Economic Studies)*, 18(2), 13-25.
10.22055/jqe.2021.26523.1909

© 2021 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

Jenkins, A.W., Murray, B.C., Kramer, R.A. & Faulkner, S.P. (2010). Valuing ecosystem services from wetlands restoration in the Mississippi Alluvial Valley. *Ecological Economics*, *69*, 1051–1061.

Khodaverdizadeh, M., Khalilian, S., Hayati, B. & Pishbahar, I. (2014). Estimation of Monetary Value of Functions and Services in Marakan Protected Area with Choice Experiment Method. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *3*(10), 267-290. http://science6.book114.ir/science6/ap2/product/857335/download/470 [In Persian]

Lancaster, A. (1966); New approach to consumer theory. Journal of Political Economy, *74*, 132-157.

McFadden, D. (1974). *Conditional logit analysis of qualitative choice behavior*. In: Zarembka, P. (Ed.), Frontiers in Econometrics. Academic Press, New York.

Mitchell, R. C., & Carson, R. T. (2013). *Using surveys to value public goods: the contingent valuation method*. Resource for the Future Press, Washington, DC.

Montazer-Hojat, A.H., Mansouri, B. & Ghorban-Nezhad, M., (2015). Economic valuation of the use values of Shadegan wetland. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, *11*(1), 41-73. https://journals.scu.ac.ir/article_11705_9db7fb3228de02be3091cbc2b16d9f11.pdf [In Persian].

Montazer-Hojat, A.H. & Mansouri, B. (2016). Valuing of the environmental benefits: The case of Bamdezh wetland. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *5*(18), 243-271. https://aes.basu.ac.ir/article_1502_fde9825d313e05d3ca6cdc23867dc59a.pdf [In Persian]

Newell Laurie, W. & Swallow Stephen, K. (2013). Real-payment choice experiments: Valuing forested wetlands and spatial attributes within a landscape context. *Ecological Economics*, *92*, 37-47.

Setlhogile, T., Arntzen, J., Mabiza, C. & Mano, R. (2011). Economic valuation of selected direct and indirect use values of the Makgadikgadi wetland system, Botswana. *Physics and Chemistry of the Earth*, *36*, 1071-1077.

Sharma, B., Rasul, G. & Chettri, N., (2015). The economic value of wetland ecosystem services: evidence from the Koshi Tappu Wildlife Reserve Nepal, *Ecosystem Services*, *12*, 84–93.

Sharzei, GH. & Jalili Kamjoo, P. (2013). Choice modeling: New approach of non-market environmental goods: Case of Ganjnameh Hamadan. *Journal of Economics Researches (Growth and Sustainable Development)*, *13*(3), 1-18. https://www.sid.ir/FileServer/JF/69013920301.pdf [In Persian]

Westerberg, V.H., Lifran, R. & Olsen S. B. (2010). To restore or not? A valuation of social and ecological functions of the Marais des Baux wetland in Southern France. *Ecological Economics*, *69*, 2383-2393.

Zare, A. & Ghorbani, M. (2009). Valuation of Different Characteristics of Air Pollution in Mashhad, *Journal of Economics Researches*, *44*(89), 215-241. https://www.sid.ir/FileServer/JF/53813888902.pdf [In Persian]

positive. The positive sign of these coefficients showed that if any of the characteristics of the river had improved, the responsiveness to the baseline would increase. Also, all of these variables are statistically significant at 1%, 5%, and 10%. The price variable was significant at the 1% level and had a negative sign indicating that respondents preferred to participate in conservation programs that did not require additional costs. Therefore, the negative sign of the payment coefficient indicated its negative effect on the desirability of the individual. Based on the results, by dividing the coefficient of river characteristics by the cost coefficient in the composite RPL model, the willingness to pay the final fee for each characteristic was extracted. The willingness to pay the final exchange between money and the desired feature is assumed to be stable. In other words, the final rate represents the substitution between river characteristics and cost variables. For example, suppose the river's natural landscape improves from an unacceptable to a less satisfactory state (A2). In that case, each of the river's indirect users is willing to pay an average of 12,7810 Rials per month (equivalent to 153,3720 Rials per year). The greatest desire to pay indirect users is related to ecological performance at a reasonable level. The willingness to pay a good level of 212270 Rials per month was achieved for this river feature.

To calculate the annual social benefits of the Karun River, the numbers obtained for marginal willingness to pay for all features were generalized to the total population enjoying them. The number thus obtained was a deduction of the annual social benefits of the Karoon River gained from its quality and non-market services. Therefore, multiplying the population of Ahvaz city (1450,000 people) by the combined marginal willingness to pay for all features at a reasonable level, the annual social benefits resulting from the indirect use of the Karoon River were calculated to be 1249 billion Rials. But the annual social benefits do not reflect the capital value of the river, as these benefits will continue each year and continuously for an extended period of time. Hence the numbers obtained were reduced for a long period. The real interest rate of agriculture and natural resources (20%) was used without social discount rates. The capital value of the indirect use benefits of the river was equal to 19825 billion Rials. Of course, the numbers obtained are only from the valuation of the benefits of the indirect use of the river. Obviously, suppose in future studies, other advantages of the river, both used (direct and potential) and non-used, are calculated and added to the number obtained from this study. In that case, the value of the capital of Karoon River will be more obvious.

CONCLUSION

The results of this study can be used as a baseline study in environmental policymaking. Among them, the results of this study can be used in the economic-environmental assessment of projects that will be implemented in the riverbed or connected with it in the future. Failure to conduct such evaluations will lead to inefficient allocation of river resources and will have detrimental environmental effects such as dust.

The issue of river water allocation should also be considered according to its economic value. Any allocation between water bodies by the government would be a non-optimal allocation, and the mechanism of inter-provincial water markets should be used in this regard. The results of this study can be considered a basis for determining the price of water in this market because the obtained figures reflect the willingness of people to pay for the benefits of the Karoon River. Of course, pricing and valuation methods are very diverse, and this research does not claim to be superior to other processes in the literature.

This study aims to estimate the value of the indirect benefits of the Karoon River for the residents of Ahvaz city.

Reference

Adusumilli, N. (2015). Valuation of ecosystem services from wetlands mitigation in the United States. *Land*, *4*(1), 182-196.

Arefian, M.R., Dizaji, S. F. & Asari, A. (2020). Investigating the role of carbon tax and fossil fuel subsidies on the development of renewable energy in OECD selected countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE),* 10.22055/jqe.2021.33321.2243

Baral, S., Basnyat, B., Khanal, R. & Gauli, K. (2016). A Total Economic Valuation of Wetland Ecosystem Services: An Evidence from Jagadishpur Ramsar Site. *The Scientific World Journal*, 1-9.

Carlsson, F., Frykblom, P. & Liljenstolpe, C. (2003). Valuing wetland attributes: An application of choice experiments. Ecological Economics, *47*, 95- 103.

Cui, M., J. X. Zhou & B. Huang. (2012). Benefit Evaluation of Wetlands Resource With Different Modes of Protection & Utilization in the Dongting Lake region. *Environmental Sciences*, *8*, 2–17.

Jafari, A.M., Iraj, S., Yazdani, S. & Housseini, S.S. (2013). Analysis of economic-environmental consequences of raising the wall of Ekbatan Dam in Hamedan. *Journal of Aggricultural Economics*, *7*(2), 69-92. https://www.sid.ir/FileServer/JF/77613920204.pdf [In Persian]

Shahid Chamran University of Ahvaz
Quarterly Journal of Quantitative Economics
(former Economic Studies)

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

Karoon River is one of the most important rivers in the south and southwest of the country, which plays an influential role in electricity generation, cultivation of various agricultural products, and water consumption in many cities of Khouzestan province. However, despite the great importance of this river, it has suffered from inefficient management and erratic withdrawals, dams without basic studies, and inefficiency in water use in recent years. Today, there is a discussion about transferring water from Karoon springs for drinking to other provinces, which will definitely be non-optimal without considering the actual value of the river water and taking advantage of the market mechanism. All these problems are in the absence of knowledge of the true value of this river as a natural gift. This study tried to extract the indirect benefits of the Karoon River for a small part of its users, i.e., the residents of Ahvaz city, by using the economic value selection modeling method. Obviously, by involving the whole community with the benefits of this river and demonstrating its other benefits, the numbers obtained will be much larger and more accurate. This issue can be the primary goal of future research.

METHODOLOGY

A modeling technique was selected to extract the value of river characteristics, and the Logit model with random parameters was used in two simple and compound forms. There are three steps for choosing a model. The first step is to identify the non-market characteristics of the Karoon River. Then, the selection sets should be specified in the next step, and finally, the relevant questionnaire should be designed. To this end, it was sought to make the most of the experimental background of the research and select the features in such a way as to ensure the necessary compatibility. This study determined the salient features of natural happiness, biodiversity conservation, ecological function, and educational function of the Karoon River. In the third step, for each of the features, three levels were considered. The first level or base level showed the current quality of the river services. The following two levels provided the average and good river quality services compared to the current situation.

Given that this study aims to calculate changes in people's well-being, a monetary option was also posed as the last question. This economic value was calculated based on the entrance cost to national parks in Iran and consulting with experts from the Environmental Protection Organization of Khouzestan Province. The prices used in this study were set at 0, 45,000, and 70,000 Rials, respectively. The required data were collected by completing the questionnaire from households in Ahvaz city in 2015. To design the modeling, five cards were selected. The method of creating the cards was to use the deficit design technique and eliminate unlikely situations in the SPLUS software. Ten different modes were chosen between the four characteristics of the river and the cost of protecting it. Unexpected situations are either a low level of the river feature with a very high conservation cost or a high level of quality with a meager conservation cost. The ten modes obtained in 5 cards had two Z and T scenarios and a basic scenario. To use the opinion of academic experts and improve the quality of the cards, some members of the faculty of environmental economics were interviewed. The cards were accordingly modified and distributed to some (randomly selected) respondents to examine their transparency and comprehensibility. After reviewing the collected cards and collecting the comments of the experts of the Environmental Protection Agency, the cards were finalized. In the present study, the RPL model was used in two simple forms and with action (compound) variables to control the heterogeneity in people's preferences. The collected data were entered into version 12 of the STATA software to estimate the variables and evaluated by the models' maximum correlation method. The results showed that all coefficients (except C3) were statistically significant in the simple model and had the expected sign. The positive sign of the coefficient of river characteristics showed that with the improvement of the river's qualitative aspects, the people's desirability increases. Also, the negative sign of the cost of protection showed that by paying for the protection of the river, people's desirability is reduced. The correlation ratio showed that the null hypothesis of all variables was simultaneously rejected at the level of 1%, and the model was of sufficient validity.

FINDINGS

Comparing the correct logarithm for the two simple and compound RPL models, the superiority of the compound model over the simple model was revealed. With the introduction of action variables into the basic model, the logarithm of correlation decreased from -690-38 to -57.685. Also, based on the correlation ratio of the null hypothesis, all coefficients were rejected at the level of 1% at the same time, and the composite model had sufficient validity. Based on the significance of the coefficients and their sign, the action model was superior to the base model. All the river characteristics, including the natural landscape, ecological function, biodiversity, and educational function, were

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)
(former Economic Studies)

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271

Economic Benefits of Karoon River: Does the Society Have Willingness to Pay to Conserve it?

*Amir Hossein Montazer-Hojat *,Behzad Mansouri**, Seyyed Morteza Afghah*** and Zahra kiani dehKiani*****
**Associate professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran (Corresponding Author).*
Email: *a.hojat@scu.ac.ir*
0000-0002-2300-8190
Postal address*: Golestan street, Golestan, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Khuzestan, Postal code: 61357-93113, Iran.*

***Associate professor of Statistics, Department of Statistics, Faculty of Mathematics and Computer, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.*
Email: *b.mansouri@scu.ac.ir*

****Associate professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz Iran.*
Email*: m.afghah@scu.ac.ir*

*****MSc. of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.*
Email: *z.kiani92@gmail.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 28 August 2016	***Q5, C22***	***Marginal willingness to pay, capital value, random parameter logit model***
Revision: 26 February 2017		
Acceptance: 2 April 2017		
Online publication: 13 August 2021		

FURTHER INFORMATION:
The present article is taken from the Master thesis of Zahra Kiani Dehkiani with the Supervision of Amir Hossein Montazer-Hojat, Behzad Mansouri, and Seyyed Morteza Afghah at the Shahid Chamran University.

ACKNOWLEDGMENTS: The authors appreciate the efforts of Dr. Ebrahim Anvari to read and provide valuable feedback.
CONFLICT OF INTEREST: The authors declare no conflict of interest.
FUNDING: This study is an excerpt from a master's thesis that has been funded by Shahid Chamran University of Ahvaz, Iran, with a grant number of 95/3/02/31400.

How to Cite:
Montazer-Hojat, Amir Hossein, Mansouri, Behzad, Afghah, Seyyed Morteza & kiani dehKiani, Zahra. (2021). Economic Benefits of Karoon River: Does the society have willingness to pay to conserve it?. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) (former Economic Studies)*, *18*(2), 1-12.
10.22055/jqe.2017.19103.1463

© 2021 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

Contents:

Economic Benefits of Karoon River: Does the Society Have Willingness to Pay to Conserve it?….. 1
Amir Hossein Montazer-Hojat, Behzad Mansouri, Seyyed Morteza Afghah and Zahra kiani dehKiani

Interaction of International Capital Flows and Economic Growth in D8 Countries ……...…..5
Mahdi Yazdani, Armen Markari

Investigating the Impact of Inflation Expectations on Consumption in Iran: Adaptive Expectations versus Rational Expectations (Kalman Filter Approach)……..…….8
Mohammadreza Monjazeb, Mehrnoosh Alimardani

The Impact of the Knowledge-Based Economy on Iran Non-oil Export ……..……..12
Seyedeh Samaneh Raei, Nazar Dahmardeh Ghaleh No

The Investigation of Time–frequency co-movement between Tehran Stock Market Price Index ,prices of oil and gold using Multiple Wavelet Coherence ……...……..15
Azam Mohammadzadeh, Mohammad Nabi Shahiki Tash and Kiana Zinati

Estimation of Resource Allocation Inefficiency in the Iranian Industrial Sector ……...18
Kazem Yavari, Marzieh Khodabakhsh and Reza Najarzadeh

Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)

(Previously Economic Review)

Faculty of Economics and Social Sciences

Shahid Chamran University of Ahvaz

Vol. 18, No. 2, Summer 2021

Published by: Shahid Chamran University of Ahvaz

Director-in-Charged: Hasan Farazmand (Ph.D.)

Editor-in-Chief: Seyed Aziz Arman (Ph.D.)

Executive Director: Seyed Morteza Afghah (Ph.D.)

Administrative Assistant: Sayed Amin Mansouri (Ph.D.)

Editorial Board:

S. A. Arman (PhD)	Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
A. Majid Ahangari (PhD)	Associate professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
S. M. Afghah (PhD)	Associate professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
S. Parvin (PhD)	Associate professor, Allame Tabatabaie University
A. Jafari Samimi (PhD)	Professor, Mazandaran University
R. Chinipardaz (PhD)	Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
M. Sameti (PhD)	Associate professor, Isfahan University
M. Salimi Far (PhD)	Associate professor, Ferdowsi University
M. Renani (PhD)	Associate professor, Isfahan University
M. Zarra Nezhad (PhD)	Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
M. Sameti (PhD)	Associate professor, Isfahan University
M. Emadzadeh (PhD)	Professor, Isfahan University
H. Farazmand (PhD)	Associate professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
H. Kurdbacheh (PhD)	Associate professor, Alzahra University
Gh.Nakhaeizadeh (PhD)	Professor, Karlsruhe University
M.G. Yousefy (PhD)	Associate professor, Allame Tabatabaie University
javad Salehi-Isfahani	Professor of Economics of Virginia Polytechnic Institute and State University: Blacksburg, VA, US
Mohsen Afsharian	Post-doctoral Technical University of Braunschweig Institute

Editor of the English article & abstracts:
Amir Mashhadi (Ph.D.) Associate professor, Shahid Chamran University of Ahvaz

Secretarial services: Azadeh Badvi

Printed by: Faculty of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz Press

Publishing License: No. 124/720, dated: 2004/3/17, Language: Farsi-English

Address: Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran

Post Code: 6135743337 **Telefax:** +986133335664

Email: jqe@scu.ac.ir **Home page**: jqe.scu.ac.ir

Islamic World Science Citation Center (ISC) www.ISC.gov.ir &

www.ricest.ac.ir

Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)

(Previously Economic Review)

Faculty of Economics and Social Sciences

Shahid Chamran University of Ahvaz

Vol. 18, No. 4, Summer 2021

(Serial number 69)

On 04/05/2008 and based on the approval No. 3/2602 of the Secretariat of the National Scientific Journals Commission, Quarterly Journal of Quantitative Economics (former Economic Studies) received a Scientific-Research rank. It is also indexed in the Islamic World Science Citation Centers (ISC), Jihad Scientific Information Database (SID), National Publications Database (Magiran), Noor Specialized Database, and Google Scholar scientific website.

Time	Impact Factor	Self-Citation%	Quality
2018 ISC	.375	0	Q2