فصلنامه علمی

اقتصاد مقداری

(بررسی‌های اقتصادی سابق)

دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز

دوره بیست و دوم، شماره اول، بهار ۱۴۰۴

(شماره مسلسل ۸۴)

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/)، پایگاه مجلات با دسترسی آزاد (DOAJ) به آدرس https://doaj.org، وب سایت EBSCO به آدرس www.ebsco.com نمایه شده است. چاپ مقاله‌هاي اين نشريه به معني تأييد مواضع نويسندگان نيست.

نشریه اقتصاد مقداری جهت تعاملات دوسویه و استفاده از ظرفیت‌های موجود، با انجمن علمی اقتصاد توسعه منطقه‌ای ایران تفاهم نامه ی همکاری امضا کرده است.

فصلنامه علمی اقتصاد مقداری

عنوان اختصاری: JQE

محورهای مطالعاتی: اقتصاد نظری و اقتصاد کاربردی

دوره انتشار: فصلنامه

صاحب امتیاز: دانشگاه شهید چمران اهواز

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

آدرس: اهواز- گلستان- دانشگاه شهید چمران اهواز- دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی- دفتر مجله اقصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)

DOI: 10.22055 / JQE

دسترسی: آزاد

دارای مجوز: CC BY-NC 4.0

زبان: فارسی - انگلیسی

نوع داوری: داوری همتا، دو سویه نامشخص

هزینه ارسال مقاله :۱۰۰۰۰۰۰ ریال که بعد از تایید مقاله برای ارسال به داوری اخذ می‌شود.

هزینه چاپ مقاله: ۲۵۰۰۰۰۰ ریال که بعد از پذیرش مقاله برای چاپ اخذ می‌شود.

شاپا چاپی: ۲۰۰۸-۵۸۵۰

شاپا الکترونیکی: ۲۷۱۷-٤۲۷۱

کپی رایت © ۲۰۲۳ دانشگاه شهید چمران اهواز.

تمامی مقالات ارسالی به این مجله، توسط سامانه مشابهت یاب Ithenticate برای مقالات انگلیسی و سمیم نور و همانندجو برای مقالات فارسی ارزیابی می شود.

فصلنامه علمی ـ پژوهشی

اقتصاد مقداری

(بررسی‌های اقتصادی سابق)

دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز

دوره بیست و دوم، شماره اول، بهار ۱۴۰۴

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

ویراستار انگلیسی: دکتر امیر مشهدی

ویراستار فنی و صفحه آرا: آزاده بدوی

هیات تحریریه:

دکتر سید عزیز آرمن	استاد دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر حسن فرازمند	استاد دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر سید مرتضی افقه	دانشیار دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر سهیلا پروین	استاد دانشگاه علامه طباطبایی تهران
دکتر احمد جعفری صمیمی	استاد دانشگاه مازندران
دکتر رحیم چینی پرداز	استاد دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر مرتضی سامتی	استاد دانشگاه اصفهان
دکتر مصطفی سلیمی فر	استاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر سید عبدالمجید جلائی	استاد اقتصاد دانشگاه باهنر کرمان
دکتر منصور زراء نژاد	استاد دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر محمدقلی یوسفی	استاد دانشگاه علامه طباطبایی تهران
دکتر حمید کردبچه	دانشیار اقتصاد دانشگاه الزهرا
دکتر مجید صامتی	استاد اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر مصطفی عمادزاده	استاد بازنشسته دانشگاه اصفهان
دکتر عبد المجید آهنگری	دانشیار بازنشسته دانشگاه شهید چمران اهواز

هیات تحریریه بین المللی:

دکتر محسن بهمنی اسکویی	استاد برجسته دانشگاه ویسکانسین-میلواکی
دکتر جواد صالحی اصفهانی	استاد دانشکده اقتصاد انستیتوی پلی تکنیک ویرجینیا
دکتر امیر کیا	استاد دانشکده اقتصاد گروه مالی و اقتصاد، دانشگاه یوتا ولی
دکتر غلامرضا نخعی زاده	استاد دانشگاه کارلزروحیه آلمان
دکتر محسن افشاریان	پسادکتری دانشگاه فنی مؤسسه کنترل و حسابداری برونشوویگ آلمان

همکاران علمی:

دکتر مرتضی عزتی	پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس
دکتر لطفعلی عاقلی کهنه شهری	پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس
دکتر علی ارشدی	پژوهشکده پولی بانک مرکزی
دکتر علی حسن زاده	پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی
دکتر شهزاد برومند	پژوهشکده ی امور اقتصادی دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر ابوالفضل شاه آبادی	دانشکده اقتصاد دانشگاه الزهرا
دکتر عزت الله عباسیان	دانشکده مدیریت دانشگاه تهران
دکتر علی اکبر قلی زاده	دانشکده اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان
دکتر محمد حسن فطرس	دانشکده اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان
دکتر نادر مهرگان	دانشکده اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان
دکتر اصغر شاهمرادی	دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
دکتر حسین عباسی نژاد	دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
دکتر قهرمان عبدلی	دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
دکتر محسن مهرآرا	دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
دکتر جعفر عبادی	دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
دکتر محمدنبی شهیکی تاش	دانشکده اقتصاد دانشگاه زاهدان
دکتر حسین مرزبان	دانشکده اقتصاد دانشگاه شیراز
دکتر رضا اکبریان	دانشکده اقتصاد دانشگاه شیراز
دکتر ابراهیم هادیان	دانشکده اقتصاد دانشگاه شیراز
دکتر اسفندیار جهانگرد	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر جمشید پژویان	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر حمید رضا ارباب	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر حمید رضا برادران شرکاء	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر سهیلا پروین	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر سید محمد رضا سید نورانی	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر علی اصغر بانویی	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر محمد قلی یوسفی	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر علی امامی میبدی	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر ناصر خیابانی	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر سعید مشیری	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر مهدی تقوی	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر فتح الله تاری	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر محسن ابراهیمی	دانشکده اقتصاد دانشگاه خوارزمی تهران
دکتر حمید کرد بچه	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی دانشگاه الزهرا

دکتر احمد صلاح‌منش	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر امیر حسین منتظر حجت	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر حسن فرازمند	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر سید امین منصوری	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر عبدالمجید آهنگری	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر مسعود خداپناه	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر ابراهیم انواری	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر سید عزیز آرمن	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر مرتضی افقه	دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر مصیب پهلوانی	دانشکده اقتصاد و علوم اداری دانشگاه سیستان و بلوچستان
دکتر حسن حیدری	دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه
دکتر کیومرث شهبازی	دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه
دکتر فاطمه بزازان	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد دانشگاه الزهراء
دکتر محمود حائریان	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد دانشگاه الزهراء
دکتر مهدی پدرام	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد دانشگاه الزهراء
دکتر شمس الله شیرین بخش	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد دانشگاه الزهراء
دکتر خدیجه نصراللهی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر محمد واعظ	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر مرتضی سامتی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر سعید صمدی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر سید کمیل طیبی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر مصطفی عمادزاده	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان
دکتر محمد طاهر احمدی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر محمدحسین حسین‌زاده	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر مهدی خداپرست	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر سید مهدی مصطفوی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر علی اکبر ناجی میدانی	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر محمد رضا لطفعلی پور	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر مصطفی سلیمی فر	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر اسمعیل ابونوری	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر زهرا کریمی	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر سعید راسخی	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر علیرضا پور فرج	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر محمد تقی گیلک حکیم‌آبادی	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر نورالدین شریفی	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر وحید تقی نژاد عمران	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر یوسف محنت فر	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران

دکتر احمد جعفری صمیمی	دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
دکتر کامبیز هژبر کیانی	دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی
دکتر سعید عابدین درکوش	دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی
دکتر محمد حسین پور کاظمی	دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی
دکتر محمد نوفرستی	دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی
دکتر حشمت الله عسگری	دانشکده علوم انسانی دانشگاه ایلام
دکتر سید ابراهیم حسینی نسب	دانشکده علوم انسانی دانشگاه تربیت مدرس
دکتر علی قنبری	دانشکده علوم انسانی دانشگاه تربیت مدرس
دکتر رضا نجارزاده	دانشکده علوم انسانی دانشگاه تربیت مدرس
دکتر عباس عصاری آرانی	دانشکده علوم انسانی دانشگاه تربیت مدرس
دکتر زهرا نصراللهی	دانشکده علوم انسانی دانشگاه یزد
دکتر سید نظام الدین مکیان	دانشکده علوم انسانی دانشگاه یزد
دکتر حبیب انصاری سامانی	دانشکده علوم انسانی دانشگاه یزد
دکتر بهزاد سلمانی	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر جعفر حقیقت	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر حسین اصغر پور	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر حسین پناهی	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر داوود بهبودی	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر محسن پور عبادالهان	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر محمد باقر بهشتی	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر رضا رنچپور	دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز
دکتر رحیم چینی پرداز	دانشکده علوم ریاضی و آمار دانشگاه شهید چمران اهواز
دکتر حسین اکبری فرد	دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان
دکتر عادل پیغامی	دانشگاه امام صادق (ع)
دکتر محمد مهدی عسگری	دانشگاه امام صادق (ع)
دکتر عبداله شایان زینیوند	دانشگاه ایلام
دکتر روح الله زارع	دانشگاه آزاد اسلامی
دکتر فخرالدین فخرحسینی	دانشگاه آزاد اسلامی
دکتر هاشم زارع	دانشگاه آزاد اسلامی
دکتر فرشید پورشهابی	دانشگاه بجنورد
دکتر فرهاد خداداد کاشی	دانشگاه پیام نور
دکتر مجتبی بهمنی	دانشگاه شهید باهنر کرمان
دکتر سید احمدرضا جلالی نائینی	موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی

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.

٤- 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، 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 ٤۵۰ کلمه (مطابق با فرم شماره٤) ارسال شود.

٦- 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، ۲، ۳ و ٤) 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 مقالات

اندازه‌گیری شاخص‌های فقر چندبعدی در استان خوزستان با استفاده از تعدیل روش آلکایر - فوستر و با در نظر گرفتن ابعاد اشتغال و مسکن.....۱
یعقوب اندایش، سید مرتضی افقه ، فروزان حسن زاده
تحلیل تاثیر تکانه پولی انقباضی بر پویایی های جریان وجوه واحدهای نهادی در ایران: خانوارها ، بنگاه‌های غیرمالی و بانک‌ها.....۲۶
میمنت ابراهیمی، محمد واعظ برزانی ، لیلا ترکی، حسن حیدری
بررسی اثرات سیاست‌های مالی دولت بر اقتصاد ایران : با روش مدل تعادل عمومی قابل محاسبه.....۶۴
امیر دادرس مقدم، حسن کارکش
واکاوی تأثیرات تغییر دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در اقتصاد با استفاده از شبیه‌سازی پویای سیستمی..... ۱۰۳
نسیم بابائی، یوسف مهاجرانی راد
تاثیر شاخص توسعه تجارت الکترونیک بر بازار اشتغال بخش خدمات در ایران..... ۱۱۸
شادی عسگرپور، محمد مهدی مجاهدی موخر، شعله باقری پرمهر
بررسی عوامل ساختاری و محیطی بر پویایی‌های بازار درصنایع مواد غذایی و آشامیدنی ایران..... ۱۵۲
افسر عازم، غلامرضا گرای نژاد، علیرضا دقیقی اصلی، علی اکبر خسروی نژاد
سنجش حباب‌های چندگانه در بازار بین المللی نفت ۱۷۹
عزیز ظاهری عبده وند، امیر هرتمنی، سعید آقاسی



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

اندازه‌گیری شاخص‌های فقر چندبعدی در استان خوزستان با استفاده از تعدیل روش آلکایر - فوستر و با در نظر گرفتن ابعاد اشتغال و مسکن

یعقوب اندایش*، سید مرتضی افقه **، فروزان حسن زاده***

** استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران، اهواز، ایران. (نویسنده-ی مسئول)*

*** دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران، اهواز، ایران.*

**** دانش آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران، اهواز، ایران*

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندی JEL: I3, D63, O1, H1, P46
تاریخ دریافت: ۱۹ فروردین ۱۴۰۰ تاریخ بازنگری: ۲۴ تیر ۱۴۰۰ تاریخ پذیرش: ۲۶ شهریور ۱۴۰۰	واژگان کلیدی: فقر چند بعدی، آلکایر فوستر، اشتغال، مسکن، خوزستان

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول: ایمیل andayesh230@scu.ac.ir 0000-0002-0844-3557	آدرس پستی: ایران، اهواز، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران، اهواز

اطلاعات تکمیلی:

این مقاله از پایان نامه کارشناسی ارشد خانم حسن زاده به راهنمایی دکتر اندایش و دکتر افقه در دانشگاه شهید چمران اهواز است.

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

تضاد منافع: نویسنده‌ها مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.

منابع مالی: این مقاله بخشی از پایان نامه کارشناسی ارشد است که از طریق گرنت شماره SCU.EE1399.181 توسط معاونت پژوهشی دانشگاه شهید چمران اهواز حمایت مالی شده است.

چکیده

فقر چند بعدی بر خلاف فقر تک بعدی یا درآمدی، با تکیه بر قابلیت‌ها، محرومیت را در ابعاد مورد نیاز خانوارها اندازه گیری می‌کند. آلکایر و فوستر فقر چند بعدی را در سه بعد آموزش، سلامت و استانداردهای زندگی محاسبه نمودند و پس از آن، پژوهشگران با الهام از این رویکرد، متناسب با مهمترین نیازها و محرومیت‌های خود ابعادی را در نظر گرفته اند. پژوهش حاضر با تبعیت از روش آلکایر و فوستر و تعدیل آن، ابعاد سلامت، آموزش، مسکن، اشتغال و استانداردهای زندگی را با هدف اندازه‌گیری شاخص فقر چندبعدی در استان خوزستان برای سال‌ها ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ مورد استفاده قرار داده است. یافته‌ها حاکی از آن است اندازه فقر چند بعدی در استان خوزستان در دو سال مورد بررسی به ترتیب ۲۵ و ۲۸ درصد است که از متوسط کشوری بالاتر و شدت فقر ۳۴٫۴ و ۳۴٫۷ درصد است. بیشترین محرومیت به ترتیب در ابعاد اشتغال، سلامت، مسکن، استانداردهای زندگی و آموزش است.

ارجاع به مقاله:

اندایش، یعقوب.، افقه، سید مرتضی و حسن زاده، فروزان. (۱۴۰۴). اندازه‌گیری شاخص‌های فقر چندبعدی در استان خوزستان با استفاده از تعدیل روش آلکایر - فوستر و با در نظر گرفتن ابعاد اشتغال و مسکن. *فصلنامه ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۲۲ (۱)، ۲۵-۱.

10.22055/jqe.2021.37099.2358

© 2025 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

فقر یکی از مشکلات اساسی جوامع بشری و نشانه بارز توسعه‌نیافتگی اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی است که ثبات سیاسی، همبستگی اجتماعی و سلامت روانی را در اقشار مختلف جامعه به خطر می‌اندازد. فقر یکی از پیچیده‌ترین مسائل اقتصادی است که حل آن نیازمند شناخت عمیق و دقیق آن است (salem, 2018). براساس گزارش اهداف توسعه هزاره در سال ۲۰۰۰ قرار شد، فقر شدید جهانی تا سال ۲۰۱۵ به نصف کاهش یابد، اما همچنان افراد زیادی همچنان فقیر هستند. لذا مبارزه با فقر امروزه مورد توجه زیادی قرار گرفته است و در این زمینه تلاش‌های زیادی انجام گرفته است. فقدان آموزش، بهداشت، مسکن، توانمندسازی، اشتغال، امنیت شخصی و ... می‌تواند منجر به فقر شود. از طرفی فقر علاوه بر روند و سطح درآمد به شدت با روندهای اساسی دیگر مانند مرگ و میر کودکان، میزان حضور در مدارس ابتدایی، سوء تغذیه ارتباط دارد. فقر پدیده‌ای است چند وجهی که بررسی

و تحلیل کلیه وجوه و ابعاد آن، لازمه شناخت دقیق است. روش آلکایر و فوستر از جمله روش‌های سنجش فقر چندبعدی است که محرومیت شدید در ابعاد آموزش، سلامت و استانداردهای زندگی را شامل می‌شود و به‌طورکلی مولفه‌های سازنده آن نماینده وجود رفاه در خانوار محسوب می‌شوند (Alkire & Foster, 2011).

با توجه به اهمیت بررسی میزان و شدت فقر، در این تحقیق علاوه‌بر مولفه‌های آلکایر و فوستر، دو مولفه اشتغال و مسکن نیز مدنظر قرار گرفته است و الگوی آلکایر و فوستر تعدیل شده است.

به رغم آن که استان خوزستان رتبه دوم تولید ناخالص را بین استان‌های کشور دارد، اما مطالعات فقر تک بعدی حکایت از فقر بالاتر از ۳۶ درصد و با نوسانات زیاد در این استان دارد (Afghah & Ghanavatifar, 2011). به همین دلیل ضروری است که فقر چند بعدی بر اساس ابعادی که خانوارهای خوزستانی، محرومیت عمده در آن دارند، محاسبه گردد تا از این دیدگاه نیز با متوسط کشوری مقایسه شود. لذا در این پژوهش، با تکیه بر رویکرد آلکایر فوستر و تعدیل آن با توجه به مشکلات اقتصادی خانوارهای استان، شاخص فقرچندبعدی[1] در استان خوزستان در دو دوره ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ مورد محاسبه و تحلیل قرار گرفته است.

بدین جهت در ادامه پس از مبانی نظری و تاریخچه فقر و فقر چند بعدی به ذکر مطالعات تجربی در این زمینه پرداخته می شود و سپس ابعاد و مولفه‌های در نظر گرفته شده و روش محاسبه شاخص فقر چند بعدی بیان می‌شود. در قسمت بعدی یافته‌های فقر چند بعدی در نسبت سرشمار، شدت فقر و شاخص فقر چند بعدی مورد تحلیل قرار می‌گیرد و سرانجام به بحث و نتیجه گیری پرداخته می‌شود.

۲- مبانی نظری

یکی از دلایل استفاده از شاخص چند بعدی فقر این است که یک شاخص نمی‌تواند جنبه‌های متعدد فقر، توانمندسازی و رفاه را بیان کند و برای تجزیه و تحلیل سیاست و پیگیری‌های متعدد و ارتباطات تنگاتنگ با مردم فقیر، در نظر گرفتن ابعاد گوناگون فقر ضروری است. اگر بخواهیم مروری بر نظریات فقر تک بعدی تا چند بعدی داشته باشیم، می توان گفت که اولین مطالعات در زمینه تعیین خط فقر درآمدی توسط روانتری (۱۹۰۱)

[1] Multidimensional Poverty Index (MPI)

شکل گرفت. روانتری خانواده‌ای را فقیر می‌نامد که درآمد کل آن خانواده برای به دست آوردن حداقل ضروریات برای حفظ کارایی فیزیکی کافی نباشد (Rowntree, 1902). بارکر نیز فقر را به عنوان حالتی از کمبود منابع پولی و کمبود در تامین نیازهای اساسی تعریف کرد (Barker, 1905). در مطالعات تونسن (۱۹۷۹) و سیترو و میکاییل (۱۹۹۵) رویکرد تک بعدی درآمد نقد شده است. در نقد آنها ذکر شد که درآمد به تنهایی برای توصیف وضعیت فقر کافی نیست. بعضی از خانوارها می‌توانند درآمد خود را به مراتب بهتر از بقیه خرج کنند و رفاه بالاتری کسب کنند. برخی خانوارهای با درآمد پایین تر، به زیر ساخت ها و امکانات عمومی دسترسی دارند و به نسبت وضعیت معیشتی بهتری نسبت به خانوارهایی دارند که با درآمد یکسان ولی دسترسی پایینی به امکانات دارند. همچنین شاخص قیمت ها، تفاوت قابل توجهی در بین مناطق درون یک کشور، یا بین شهر و حومه دارد و موجب می شود درآمد های یکسان سطح رفاه برابری نداشته باشند. بوت و روانتری برای اینکه محدودیت فقر تک بعدی را تا حدودی برطرف کنند و به این نقدها پاسخ دهند، تلاش کردند که بین فقر مطلق و نسبي در بعد درآمدی تمایز ایجاد کنند (Michael & Citro, 1995; Townsend, 1979).

در دهه ۱۹۷۰ برای اینکه بتوانند جوانب دیگری از فقر را نیز ارائه دهند، رویکردی جایگزین، توسط گوهارت و همکاران (۱۹۷۷) و ون پراگ، گودارت و کاپتین (۱۹۸۰) ارائه شد و مقبولیت آن نسبت به رویکرد قبلی بیشتر بود. آنها استدلال کردند که فقر یک احساس است، فقر را به عینی و ذهنی دسته بندی کردند. یعنی فقر علاوه بر جنبه قابل مشاهده، جنبه ذهنی نیز دارد. قضاوت شخص از وضعیت و موقعیت خویش در جامعه معیار سنجش است که با مطالعه رفتار مصرفي شخص، سطحی از درآمد که شخص، پایین‌تر از حد آن، خود را فقیر تلقي مي‌کند، بدست مي آید و ملاک فقیر بودن یا نبودن بر اساس آن سنجیده مي‌شود (Goedhart, Halberstadt, Kapteyn, & Van Praag, 1977; B. Van Praag, Goedhart, & Kapteyn, 1980). ادبیات گسترده ای در این زمینه وجود دارد مانند: بوهمن و دیگران (۱۹۸۸)، دانزیگر (۱۹۸۴)، گارنر و شورت (۲۰۰۴)، گستفسون، شی و ستو (۲۰۰۴)، کاپتین، کوریمن و ویلیامز (۱۹۸۸)، رادهان و راوالیون (۲۰۰۰)، راوالیون و لوکشین (۲۰۰۲)، وان دن بوش (۲۰۰۱) و وان پراگ، اسپیت و وان د اشتاد (۱۹۸۲).
(Buhmann, Rainwater, Schmaus, & Smeeding, 1988; Danziger, Van der Gaag, Taussig, & Smolensky, 1984; Garner & Short, 2004;

Gustafsson, Shi, & Sato, 2004; Kapteyn, Kooreman, & Willemse, 1988; ;۲۰۰۲ ,Pradhan & Ravallion, 2000; Ravallion, 1998; Ravallion & Lokshin .(Van den Bosch, 2017; B. M. Van Praag, Spit, & Van de Stadt, 1982

رویکرد دیگری از تحقیقات در بررسی رفاه و فقر خانوار هم شکل گرفت؛ به طوریکه عنوان می‌کردند رفاه خانوار منحصراً به درآمد پولی بستگی ندارد، بلکه به عنوان مثال به فراغت و سلامتی نیز بستگی دارد. در این رابطه می‌توان به کیس و دیتون (۲۰۰۲)، دویچ و سیلبر (۲۰۰۵) و اسلوتجه (۱۹۹۱) اشاره کرد. آنها تأکید می‌کنند که فقر پدیده‌ای چند بعدی است و درآمد در ارزیابی این مفهوم بسیار گسترده، به تنهایی نمی‌تواند نقش داشته باشد (Case & Deaton, 2003; Deutsch & Silber, 2005; Slottje, 1991). شاید بتوان گفت آنها تحت تاثیر سن[۲] بودند. سن در سال ۱۹۸۱ فقر را به عنوان محروم بودن از قابلیت‌های اساسی و نه فقط پایین بودن درآمد (که تا آن زمان به طور معمول نشان‌دهنده فقر بود)، در نظر گرفت و مفهوم قابلیت را در سال ۱۹۸۶ در مقاله "کالاها و قابلیت‌ها" توسط وی بکارگرفته شد که نقطه آغاز این رویکرد محسوب می‌شود و منظور او از قابلیت، چیزی است که مردم واقعا قادر به انجام آن هستند. علی‌رغم نظر سن، ارزش کالاها درواقع به نقش و کارکردشان در رفع نیازهای انسان است. از دیدگاه قابلیتی، فقر به معنی نداشتن درآمد نیست بلکه به معنی محرومیت از قابلیت‌های فردی و اجتماعی است. به عبارتی اساس فقر برپایه نبود قابلیت است که راه‌حل آن را باید در رشد قابلیت‌های انسان جستجو کرد. این ایده از طرفی جذاب و از طرف دیگر تعریف و اندازه‌گیری آن بسیار دشوار است .(Cohen, 1990; Deutsch & Silber, 2005)

از آن پس برخی از پژوهشگران روی بعدهای فقر عینی کار کردند مثل (Alkire et al., 2016; Alkire & Foster, 2011; Alkire et al., 2015; Asselin, 2002; Asselin & Anh, 2008; Park & Nam, 2020) و برخی دو رویکرد - یعنی عنصر ذهنی و چند بعدی - را با هم ترکیب کردند که نتیجه این مطالعات، یک مفهوم فقر چند بعدی ذهنی بود. به طور مثال (B. M. Van Praag & Frijters, 1999) از فقر چند بعدی ذهنی برای اندازه گیری خوشبختی استفاده کردند.

[2] Amartiya kumar sen

گرچه اندازه گیری خوشبختی برای رفاه توسط اقتصاددانانی مثل (Clark & Oswald, 1994) بنا نهاده شد و سپس (Blanchflower & Oswald, 2004; Frey & Stutzer, 2002; Kahneman, Diener, & Schwarz, 1999; Layard, 2011; Senik, 2003; Tella, MacCulloch, & Oswald, 2003) به رویکرد چند بعدی فقر ذهنی هم توجه کردند.

شاخص فقر چند بعدی مکمل اندازه‌گیری فقر بر پایه درآمد است و تصویری کامل تر از فقر افراد را ارائه می‌دهد. از طرف دیگر این روش امکان مقایسه بین کشورها و مناطق مختلف جهان را از لحاظ میزان فقر و همچنین امکان مقایسه درون کشوری بین اقوام و مناطق مختلف و خانوارهای روستایی یا شهری را فراهم می‌آورد. از فقر چند بعدی می‌توان برای ایجاد تصویری جامع‌تر از فقر در جامعه استفاده کرد. این شاخص میزان محرومیت خانوارها را در ابعاد مختلف و نیز میزان و شدت فقر در جامعه مورد مطالعه را ارزیابی می‌کند (Alkire & Foster, 2011). در روش آلکایر و فوستر افراد به این دلیل در وضعیت فقر باقی می‌مانند که در چند بعد محروم باشند. محرومیت در این ابعاد موجب عدم توسعه سرمایه انسانی و در نهایت عدم مشارکت این افراد در فرایند توسعه می‌شود. از مزیت‌های دیگر این روش این است که می‌تواند طیف وسیعی از ابعاد، شاخص‌ها، آستانه‌ها و وزن‌ها را به عنوان شاخص ایجاد و استفاده کند. همچنین با محاسبه گستره فقر با این روش، اقدامات و سیاست‌های کاهش فقر مستقیما می‌توانند ابعاد محرومیت‌ها را هدف قرار داده و فقر را کاهش دهد.

بنابراین محققان مختلف ابعاد متعددی برای فقر در نظر گرفتند و در این میان، روش آلکایر و فوستر (۲۰۱۱) مورد توجه بسیاری از کشورها و نهادهای بین‌المللی، برای اندازه‌گیری فقر چند بعدی قرار گرفت. این رویکرد فقرا را با استفاده از آستانه‌های فقر و محرومیت شناسایی می‌کند که دارای سه بعد آموزش، سلامت و استانداردهای زندگی است و هر بعد شامل چند معیار است. بعد آموزش، دارای معیارهای سال‌های مدرسه و حضور کودک در مدرسه است. بعد سلامت، دارای معیارهای مرگ و میر کودکان و تغذیه و بعد استانداردهای زندگی شامل معیارهای دسترسی به آب آشامیدنی سالم، سوخت برای پخت و پز، دفع بهداشتی فاضلاب و ... است. با توجه به این رویکرد، یک فرد زمانی از نظر تغذیه محروم است که یکی از اعضای خانواده‌ی او دارای سوءتغذیه باشند به همین منظور برای کودکان از شاخص وزن در برابر سن و برای بزرگسالان از شاخص توده بدن استفاده می‌شود.

بعد دیگر سلامت، فوت کودک است در صورتی که حداقل یک کودک در خانواده فوت کرده باشد همه اعضای خانواده محروم هستند. در بعد آموزش اگر در هر خانوار حداقل یک نفر دارای ۵ سال تحصیل باشد تمام اعضای خانواده غیر محروم هستند. در معیار حضور کودک در مدرسه کودکانی که در سن مدرسه قرار دارند می‌بایست در کلاس‌های اول تا ششم در مدرسه حضور یابند در نتیجه اگر کودکی به مدرسه نرفته باشد تمام اعضای خانواده محروم در نظر گرفته می‌شود. در بعد استانداردهای زندگی در صورتی که خانوار در دو یا چند شاخص از شاخص‌هایی مانند امکانات بهداشتی، آب آشامیدنی سالم، دارایی مانند اتومبیل و همچنین نوع سوخت برای پخت و پز محروم باشد دارای فقر در بعد استانداردهای زندگی است. ابعاد و مولفه‌های مربوط به هر بعد در رویکرد آلکایر فوستر در **جدول ۱** گزارش شده است.

جدول ۱. ابعاد و مؤلفه‌های روش آلکایر و فوستر
مأخذ: آلکایر و فوستر (۲۰۱۱)

Table 1. Dimensions and Components of the Alcaire and Foster Method
Source: (Alkire & Foster, 2011)

بعد	مؤلفه	وزن
آموزش	۱. سال‌های تحصیل در مدرسه: درصورتی‌که هیچ‌یک از اعضای خانواده تحصیل نکرده یا کمتر از ۵ سال تحصیل کرده باشند.	۱/۶
	۲. حضور کودک در مدرسه: اگر حداقل ۱ کودک در سالهای اول تا هشتم در مدرسه حضور نداشته باشند آن خانواده محروم در نظر گرفته می‌شود.	۱/۶
سلامت	۱. میزان مرگ و میر کودکان:در صورتی است که حداقل در خانواده‌ای یک کودک فوت شده باشد.	۱/۶
	۲. وضعیت تغذیه خانواده: در صورتی است که ۱ عضو از خانواده سوتغذیه داشته باشد که برای این منظور و بررسی سوءتغذیه در کودکان از شاخص وزن کودک نسبت به سن آن و در بزرگسالان از شاخص توده بدن استفاده می‌شود.	۱/۶
استانداردهای زندگی	۱. برق: در صورتی که خانواده از برق بهره‌مند نباشد.	۱/۱۸
	۲. دفع فاضلاب: اگر خانواده از امکانات دفع فاضلاب بهره‌مند نباشد.	۱/۱۸
	۳. آب آشامیدنی: در صورتی‌که به آب آشامیدنی بهره‌مند نباشد.	۱/۱۸
	۴. کف‌پوش خانه: اگر کف خانه و محل سکونت هر خانواده از موادی مانند: خاک،کود، شن یا ماسه باشد.	۱/۱۸
	۵.سوخت پخت‌وپز: اگر خانواده‌ای برای پخت و پز خود از کود، چوب یا زغال سنگ استفاده کند.	۱/۱۸

	۶. مالکیت کالای بادوام: اگر خانواده‌ای از یکی از کالاهای بادوام مانند تلویزیون، یخچال، تلفن و وسیله حمل و نقل (دوچرخه یا موتور سیکلت یا خودرو) بهره‌مند نباشد.	۱/۱۸

۳- مروری بر مطالعات تجربی

در سال‌های اخیر، ادبیات اندازه‌گیری فقر چند بعدی در جنبه‌های مختلفی تکمیل شده است. گزارش توسعه انسانی ۱۹۹۷ و گزارش توسعه جهانی به وضوح فقر را به عنوان یک پدیده چند بعدی معرفی می‌کند. این پدیده همراه با پیشرفت در تکنیک‌ها و افزایش تقاضا به درک فقر و سیاست‌های اجتماعی و ایجاد یک چارچوب منحصر به فرد برای اجرای این نوع اقدامات کمک کرده است. از جمله دلایل استفاده از شاخص فقر چند بعدی این است که تنها یک شاخص نمی‌تواند جنبه‌های متعدد فقر، توانمندسازی و رفاه را بیان کند و برای تجزیه و تحلیل سیاست و پیگیری‌های متعدد و ارتباطات تنگاتنگ با مردم فقیر، در نظر گرفتن ابعاد گوناگون فقر ضروری است و همانطور که در قسمت قبلی ذکر شد پژوهشگران مختلف برای بومی سازی اندازه گیری فقر چند بعدی، ابعادی که در یک کشور یا منطقه از اهمیت خاصی در فقر برخوردار است به ابعاد فقر چند بعدی افزوده اند.

موسسه فقر و توسعه انسانی آکسفورد (۲۰۱۶) ده بعد را در نظر می‌گیرد که در بین آنها اشتغال و مسکن نیز قید شده است. فیوبی کامن و کیوپی (۲۰۱۷) غیر از سه مولفه‌ای که آلکایر فوستر در شکل استاندارد در نظر گرفته اند ابعاد اشتغال و تبعیض جنسیتی را هم گنجانده اند (Kuepie & Pamen, 2017; UN, 2016).

در ایران هم مطالعات دانشگاهی برای بررسی فقر چندبعدی در کل کشور و همچنین برخی استان‌ها سال‌های مختلف انجام شده است که با توجه به رویکرد مورد استفاده، نتایج هم متفاوت بوده است که می‌توان به مطالعات راغفر و همکاران (۱۳۹۲)، یوسفی و همکاران (۱۳۹۲)، موسوی و همکاران (۱۳۹۶)، جواهری و همکاران (۱۳۹۳)، فطرس و قدسی (۱۳۹۶)، خلج و یوسفی (۱۳۹۳)، جلالی (۱۳۹۸)، نصرت آبادی و همکاران (۱۳۹۵) و منصوری (۱۴۰۳) اشاره کرد که دو مورد از آنها فقر چند بعدی کودک و یک مورد در سطح شهر تهران مطالعه شده است (fotros & ghodsi, 2017; Jafari, Momeni, Shakeri, & Raghfar, 2022; Javaheri, Hataminejad, Ziari, & Pour Ahmad, 2014; Khalaj & Yousefi, 2015; Mansouri, 2024; Raghfar, Mohammadifard, & Sangari mohazab, 2013; Yousefi, Asadi-Khoob, & Afshari, 2013).

استان خوزستان، استانی دارای منابع غنی نفت و گاز بوده ولی علی‌رغم وجود چنین منابعی، تاکنون تحقیق درمورد فقر چندبعدی در این استان صورت نگرفته است.

در گزارش‌های توسعه جهانی سال ۲۰۱۰ به بعد، شاخص فقر چند بعدی برای ۱۰۷ کشور دنیا، منتشر می‌شود. ایران بین این ۱۰۷ کشور وجود ندارد. این شاخص از سه بعد آموزش، سلامت و استانداردهای زندگی و با وزن‌های یکسان استفاده می‌کند. در آخرین گزارش در سال ۲۰۲۰، کشورهای اتیوپی، بورکینافاسو، چاد، سودان جنوبی و نیجر، بالاترین فقر چند بعدی بین ۶۱ تا ۷۵ درصدی را دارند. بیشتر از ۲۵ درصد جمعیت ۲۴ کشور از این ۱۰۷ کشور، دارای فقر چند بعدی هستند. حدود ۲۵ درصد جمعیت کشورهایی مثل عراق و افغانستان هم دچار فقر هستند. ۴۰ کشور محرومیت چند بعدی زیر ۱ درصدی دارند. در دسته کشورها، صحرای جنوبی آفریقا ۳۳ درصد جمعیتشان، جنوب آسیا ۱۰ درصد جمعیت، اروپا کمتر از ۱ درصد جمعیتشان دچار فقر چند بعدی هستند (UNDP, 2010).

مرکز پژوهش‌های مجلس (۱۳۹۶) در مطالعه ای، بیان کرد که بیش از ۶۰ درصد خانوارها در سال ۱۳۷۰ دچار فقر چند بعدی بوده اند، اما در سال‌هاي مورد بررسي از ابعاد مختلف فقر كاسته شده و به حدود ۱۵ درصد در سال ۱۳۹۳ براي مناطق روستايي مي‌رسد. در مناطق شهري، از حدود ۲۷ درصد در سال ۱۳۷۰ به حدود ۴۱ درصد در سال ۱۳۷۳ مي‌رسد كه بيشترين ميزان اين شاخص براي خانوارهاي شهري در طول سال‌هاي مورد بررسي است. در سال‌هاي بعد تا سال ۱۳۸۷ تقريباً روند با ثباتي داشته است، اما از سال ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۳ به استثناي سال ۱۳۸۹ روندي افزايشي دارد به طوريكه اين شاخص در سال ۱۳۹۳ به حدود ۳۲ درصد رسيده است.

از آن جایی که در گزارشات سازمان های بین المللی برای ایران شاخص فقر چند بعدی محاسبه نمی گردد و خصوصا اینکه استان های مختلف کشور دچار فقر متفاوتی از نظر ابعاد مختلف هستند در این پژوهش بر آن هستیم که فقر چند بعدی را با تعدیل روش آلکایر و فوستر برای خوزستان در مقایسه با کشور محاسبه کنیم و به تحلیل آن بپردازیم. نقطه قوت این مطالعه غیر از اینکه برای اولین بار فقر چند بعدی را برای خوزستان، محاسبه می کند، این است که با بررسی ابعاد مختلف مطرح شده در مطالعات پژوهشگران و سنجش اولیه آن ابعاد برای خانوارهای استان خوزستان، دو بعد اشتغال و مسکن که در محرومیت خانوارهای این استان نقش مهمی داشتند به ابعاد فقر آلکایر و فوستر اضافه شده است و به عبارتی از شکل بومی شده آن برای استان خوزستان استفاده شده است تا بتواند جوانب

محرومیت خانوارهای این استان را بهتر منعکس نماید. لذا ابعاد اشتغال و مسکن با توجه به مطالعات فیوبی کامن و کیوپی (۲۰۱۷) و موسسه نوآور فقر و توسعه انسانی آکسفورد (۲۰۱۶) به ابعاد فقر اضافه شده است و رویکرد آلکایر و فوستر بدین گونه تعدیل شده و برای استان خوزستان در مقایسه با کشور بکار گرفته شده است تا بتواند مبنایی برای برنامه‌ریزی و سیاستگذاری قرار گیرد (Kuepie & Pamen, 2017; UN, 2016).

۴- مدل تحقیق و پایه های آماری

در این قسمت دو شاخص نسبت افراد فقیر و شدت فقر رویکرد آلکایر فوستر محاسبه می‌شوند، سپس در قالب مدل آلکایر فوستر و محاسبه فقر چند بعدی، روش محاسبه این دو نسبت ذکر خواهد شد.

۴-۱- شاخص نسبت افراد فقیر (سرشمار فقرا)[3]

این شاخص رایج‌ترین شاخص فقر تا سال ۱۹۷۰ بوده است. این شاخص به صورت نسبت تعداد افراد فقیر به تعداد کل افراد جامعه تعریف می‌شود.

$$H(X,Z)=\frac{q}{n} \qquad 0<H<1 \qquad (۱)$$

n تعداد کل افراد جامعه، q تعداد افراد فقیر، X درآمد فرد و Z درآمد روی خط فقر است. اندازه‌ی این شاخص بین صفر و یک تغییر می‌کند که صفر حالتی است که هیچ فقیری در جامعه وجود ندارد و یک حالتی است که درآمد افراد جامعه کمتر از درآمد متناظر با خط فقر باشد، تغییر می‌کند. این شاخص حساسیتی در مقابل میزان شکاف فقر در میان افراد فقیر جامعه ندارد.

در صورتی که X<Z باشد فرد فقیر محسوب خواهد شد. اشکال عمده این شاخص، عدم بررسی میزان فاصله افراد فقیر تا خط فقر است و به افراد فقیر با درآمدهای مختلف وزن یکسانی تخصیص داده می‌شود، در صورتی که میزان فقر آن‌ها برابر نیست.

[3] Human Poverty Index

۲-۴- شاخص شدت فقر [4]

این شاخص که میانگین توان دوم شکاف‌های فقر را به صورت نسبی از خط فقر اندازه‌گیری می‌کند، میزان نابرابری درآمد میان فقرا را منعکس می‌نمایند.

$$P_2 = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(\frac{G_i}{Z})^2 \qquad (۲)$$

Z خط فقر و G_i شکاف درآمدی فقرا با خط فقر است. از مزایای شاخص شدت فقر تجزیه‌پذیری و جمع‌پذیری است که می‌تواند درصد تغییرات را در شدت فقر به صورت حاصل جمع تغییرات درصدی در نرخ فقر، نسبت متوسط شکاف فقر و ضریب جینی نسبت‌های شکاف فقر محاسبه کرد.

۳-۴- الگوی آلکایر و فوستر

در این پژوهش، بر پایه‌ي رویکرد برنامه‌ي عمران سازمان ملل در گزارش‌هاي توسعه‌ي انساني که با استفاده از الگوی آلکایر و فوستر (۲۰۱۱) انجام یافته، این الگو در ابعاد تعدیل شده و فقر چندبعدي بررسي شده است. این روش نسبت سرشمار تعدیل شده یا M نامیده مي‌شود. مباني نظري این روش به شرح زیر است:

N تعداد افراد جامعه و d≥2 تعداد معرف‌هاي مورد نظر در شاخص فقر است $y = [y_{ij}]$. ماتریس n×d میزان دستیابي افراد جامعه به معرف‌هاي مورد نظر را نشان مي‌دهد که ماتریس بیانگر میزان دستیابي فرد i ام (i=1.....,n) در مولفه j ام (j=1.....,n) است. به عبارتي، بردار ردیفي y_i میزان کل دستیابي فرد i ام و بردار ستوني y_j میزان توزیع مولفه j ام را در بین تمام افراد ارائه مي‌کند. دامنه‌ي ماتریس دستیابي برابر با $Y = \{y \in R_+^{nd} : n \geq 1\}$ است. Zj≥0 بیانگر سطح آستانه‌ي محرومیت در مولفه j ام است؛ چنانچه سطح دستیابي فرد کمتر از این حد باشد، در این مولفه محروم در نظر گرفته مي‌شود. بردار ردیفي z سطح آستانه‌ي محرومیت‌ها را نشان مي‌دهد. روش اندازه‌گیري چندبعدي فقر از دو مرحله‌ي شناسایي و محاسبه‌ي شاخص ترکیبي تشکیل شده است (آلکایر و فوستر، ۲۰۱۱). تابع شناسایي $\rho: R_+^d \times R_{++}^d \to \{0.1\}$ با استفاده از بردار دستیابي فرد i ام $y_i \in R_+^d$ و بردار سطح آستانه z در R_{++}^d، اگر $\rho = (y_i, z) = 1$ باشد، فرد محروم تلقي مي‌شود و در غیر این شرایط، محروم نخواهد بود. به کار بستن ρ در بردار دست‌یابي هر یك از افراد، مجموعه

[4] Severity poverty index

Z ⊆ {1.....,n}از افراد محروم در y به ازاي مقادير معين z را مي‌نمايانند (Alkire & Foster, 2011).

به ازاي مقادير معين y، ماتريس $g^0 = [g^0_{gij}]$ متشكل از اعداد صفر و يك است: اگر $z_i \geq y_{ij}$، باشد، آنگاه $g^0_{ij} = 0$؛ در غير اين صورت، $g^0_{ij} = 1$ در نظر گرفته مي‌شود. به عبارتي، g^0 ماتريس n×d است كه عنصر ij ام آن در صورتي يك است كه فردi ام در مولفه j ام محروم باشد i امين بردار رديفي g^0 (كه در آن g^0_i مي‌ناميم) محروميت‌هاي فردi ام را نشان مي‌دهد. از ماتريس g^0 بردار ستوني جمع محروميت‌ها c حاصل مي‌شود كه عنصر iام آن، تعداد محروميت‌هايي را كه فردi ام دچار آن‌هاست، نشان مي‌دهد (Alkire & Foster, 2011).

جهت شناسايي فقيران، چنانچه ميزان محروميت‌هاي فرد بيش از يك حد مشخص باشد، فقير تلقي مي‌شود. به ازاي مقادير معين $K = 1 , \dots , d$، ρ_k تابع شناسايي فقيران به اين صورت تعريف مي‌شود كه $\rho_k(y_i : z) = 1$ در صورتي كه $ci \geq k$ و $\rho_k(y_i : z) = 1$ وقتي كه $ci < k$ باشد. در مرحله‌ي بعد، درصد جمعيت فقيران و شدت فقر محاسبه مي‌شود. درصد فقيران يا شاخص نسبت سرشمار $H = H(y : z)$ به صورت $H = q/n$ و= q = (y: z) $\sum_{i=1}^{n} \rho_k(y_i : z)$ تعريف مي‌شود. براي محاسبه‌ي شدت فقر، مجموع بردار محروميت‌ها c(k) را كه در آن $c_i(k) = \rho_k(y_i : z)c_i$، به دست مي‌آوريم. ميانگين شدت فقر در ميان فقيران برابر با $A = |C(K)| / (qd)$ كه شدت فقر ناميده مي‌شود. شاخص فقر چند بعدی (MPI) برابر با حاصلضرب ميزان (H) و شدت فقر (A) است (Alkire & Foster, 2011).

$$MPI = H . A$$

۴-۴- پایه های آماری

در این پژوهش جامعه آماری مورد نظر، کل خانوارهای استان خوزستان و کل خانوارهای کشور و نمونه مورد مطالعه دو درصد از خانوارهای طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوارها است که توسط مرکز آمار در اختیار پژوهشگران قرار می‌گیرد. داده‌های مورد نیاز در این پژوهش از داده‌های درآمد و هزینه خانوار سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵، مرکز آمار ایران و از نرم افزار STATA استفاده می‌شود.

۵- یافته‌های تحقیق

با بررسی اولیه‌ای میزان محرومیت خانوارهای استان خوزستان در ابعاد مختلف که در ادبیات تحقیق ذکر شد، دو بعد اشتغال و مسکن به سه بعد آموزش، سلامت و استانداردهای زندگی اضافه شد. چون در بعد اشتغال و مسکن خانوارهای استان آسیب‌پذیر بودند و از فرم تعدیل شده آلکایر فوستر برای استان خوزستان استفاده شد.

ابعاد و مولفه‌های پژوهش حاضر در **جدول ۲** گزارش شده است. با توجه به رویکرد آلکایر فوستر وزن ابعاد به نسبت برابر و در هر بعد وزن مولفه‌ها نیز برابر توزیع شده است.

با توجه به آن که، دو بعد اشتغال و مسکن به شاخص‌های آلکایر فوستر (سلامت، آموزش و استانداردهای زندگی) اضافه شده، لذا برای هر بعد وزن ۰/۲۰ در نظر گرفته شده است. همه بعدها به جز بعد استانداردهای زندگی (دارای ۴ مولفه)، دارای دو مولفه هستند.

جدول ۲. ابعاد، مؤلفه‌ها و وزن آن‌ها در فقر چند بعدی (پژوهش حاضر با تعدیل روش آلکایر و فوستر)
مآخذ: پژوهش حاضر

Table 2. Dimensions, components, and their weight in multidimensional poverty (This study modifies the Alkire and Foster method)
Source: This study

بعد	وزن	مؤلفه	وزن
سلامت	۰/۲۰	سوءتغذیه	۰/۱۰
		برخوردارنبودن از بیمه درمان	۰/۱۰
آموزش	۰/۲۰	خانوارهای دارای عضو کمتر از پنج سال تحصیل	۰/۱۰
		خانوارهای دارای کودک شش تا ۱۸ سال کمتر از هشت کلاس سواد (متناسب با سن)	۰/۱۰
مسکن	۰/۲۰	مصالح بی‌دوام	۰/۱۰
		سطح زیربنای کمتر از ۱۶ مترمربع	۰/۱۰
استانداردهای زندگی	۰/۲۰	دسترسی‌نداشتن به آشپزخانه	۰/۵
		دسترسی‌نداشتن به آب و برق و گاز (با لحاظ کیفیت و قطعی و وصلی)	۰/۵
		نداشتن حمام	۰/۵
		نداشتن دارایی مانند اتومبیل، دوچرخه و...	۰/۵
اشتغال	۰/۲۰	سرپرست بیکار	۰/۱۰

		نداشتن بیمه اجتماعی	۰/۱۰

با توجه به ابعاد ۵ گانه، شاخص نسبت سرشمار (نرخ فقر) برای استان خوزستان و کشور تحلیل می‌شود و سپس، شدت فقر و شاخص فقر چند بعدی در استان خوزستان در دو سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ محاسبه و با فقر چند بعدی ۱۳۹۵ کل کشور که با همین ابعاد بدست آمده است، مقایسه می‌گردد.

۱-۵- سلامت

با توجه به نتایج در **جدول ۳** در سال ۱۳۹۵ میزان آسیب‌پذیری خانواده‌های خوزستانی در بعد سلامت ۳۸ درصد می‌باشد و این در حالی است که در کل کشور ۳۵ درصد در بعد سلامت آسیب‌پذیرند. در سال ۱۳۹۰ میزان مولفه سوءتغذیه ۱۶ درصد و عدم دسترسی به بیمه سلامت ۲۴ درصد بوده که در سال ۱۳۹۵ این میزان افزایش یافته است به‌طوری که مؤلفه سوءتغذیه از ۱۶ درصد به ۱۸ درصد افزایش یافته و افراد بیشتری در استان خوزستان دچار سوءتغذیه هستند و عدم دسترسی به بیمه سلامت با ۱درصد افزایش به ۲۵ درصد رسیده است.

جدول ۳. وضعیت مولفه‌ها و نسبت سرشمار بعد سلامت (درصد)
مآخذ: محاسبات پژوهش

Table 3. Status of components and the ratio of the health census (percentage)
Sources: Research calculations

بعد سلامت	کل کشور	خوزستان	
	۱۳۹۵	۱۳۹۰	۱۳۹۵
بدون آسیب‌پذیری	۶۵	۶۴	۶۲
آسیب‌پذیر در یک بعد	۳۱	۳۲	۳۳
آسیب‌پذیر در هر دو بعد	۴	۴	۵
سوءتغذیه	۱۶	۱۶	۱۸
عدم دسترسی به بیمه سلامت	۲۳	۲۴	۲۵
نسبت سرشمار بعد سلامت	۳۵	۳۶	۳۸

۲-۵- آموزش

همانگونه که در **جدول ٤** مشاهده می‌شود، میزان فقر آموزشی در سال ۱۳۹۵ در استان خوزستان حدود ۲/۹ درصد است. خانوارهایی که همه اعضای آن زیر ۵ کلاس سواد دارند در سال ۱۳۹۰ به میزان ۱/۱ درصد و در سال ۱۳۹۵ به ۰/۰۹ درصد به میزان کمی کاهش یافته است. همچنین وجود کودک زیر ۱۸ سال که کمتر از ۹ کلاس سواد دارند در سال ۱۳۹۰ میزان ۲/۳ درصد بوده که در سال ۱۳۹۵ به ۲/۴ درصد افزایش یافته است.

جدول ٤. وضعیت مولفه‌ها و نسبت سرشمار بعد آموزش (درصد)
مآخذ: محاسبات پژوهش

Table 4. Status of components and census ratio after training (percentage)
Sources: Research calculations

بعد آموزش	کل کشور	خوزستان	
	۱۳۹۵	۱۳۹۰	۱۳۹۵
بدون آسیب‌پذیری	۹۸٫۵	۹۷٫۱	۹۷٫۱
آسیب‌پذیر در یک بعد	۱٫٤	۲٫۴	۲٫۵
آسیب‌پذیر در هر دو بعد	۰٫۱	۰٫۵	۰٫٤۰
همه اعضای خانوار زیر پنج کلاس سواد دارند	۰٫۸	۱٫۱	۰٫۹
وجود کودک زیر ۱۸ سال کمتر از ۹ کلاس سواد	۰٫۸	۲٫۳	۲٫۴
نسبت سرشمار بعد آموزش	۱٫۵	۲٫۹	۲٫۹

۳-۵- مسکن

همانگونه که در **جدول ۵** ملاحظه می‌شود، در سال ۱۳۹۵ حدود ۲۷ درصد از مردم خوزستان از نظر تأمین مسکن در وضعیت مطلوبی هستند این شاخص برای کل کشور ۲۲ درصد است. خانوارهایی که در استان، مسکن بادوامی ندارند در سال ۱۳۹۰، ۶/۵ درصد بوده اند که در سال ۱۳۹۵ با ۲/۵ درصد افزایش به عدد ۸/۵ درصد رسیده است همچنین تعداد خانواده‌هایی که دارای مسکن کمتر از ۱۶متر زیربنای سرانه دارند در سال ۱۳۹۰، ۲۲درصد بوده که در سال ۱۳۹۵ با ۰/۵ درصد افزایش به عدد ۲۲/۵ درصد رسیده است.

جدول ۵. وضعیت مولفه‌ها و نسبت سرشمار بعد مسکن (درصد)
مآخذ: محاسبات پژوهش

Table 5. Status of components and housing census ratio (percentage)
Sources: Research calculations

بُعد مسکن	کل کشور	خوزستان	
	۱۳۹۵	۱۳۹۰	۱۳۹۵
بدون آسیب‌پذیری	۷۸	۷۴٫۵	۷۳
آسیب‌پذیر در یک بعد	۲۰٫۲	۲۲٫۵	۲۳
آسیب‌پذیر در هر دو بعد	۱٫۸	۳	٤
مسکن بی‌دوام	۵	۶٫۵	۸٫۵
مسکن کمتر از ۱٦ متر زیربنای سرانه	۱۸٫۸	۲۲	۲۲٫۵
نسبت سرشمار بعد مسکن	۲۲	۲۵٫۵	۲۷

۴-۵- اشتغال

براساس **جدول ٦**، ۵۱ درصد از مردم خوزستان از نظر اشتغال در وضعیت نامطلوبی قرار دارند. میزان نداشتن بیمه تأمین اجتماعی در سال ۱۳۹۰، ٤۳ درصد بوده که با ۲درصد افزایش در سال ۱۳۹۵ به ٤۵ درصد رسیده است. همچنین میزان بیکاری سرپرست خانوار در سال ۱۳۹۰، ۱۱ درصد بوده که با ۰/٤ درصد افزایش، در سال ۱۳۹۵ به ۱۱/٤ درصد رسیده است که نشان‌دهنده وخیم تر شدن وضعیت اشتغال در استان خوزستان است. نسبت سرشمار بعد اشتغال در کشور ٤۰ درصد است که اهم آن به دلیل نداشتن پوشش بیمه‌های اجتماعی است.

جدول ٦. وضعیت مولفه‌ها و نسبت سرشمار بعد اشتغال (درصد)
مآخذ: محاسبات پژوهش

Table 6. Status of components and employment-related census ratio (percentage)
Sources: Research calculations

بعد اشتغال	کل کشور	خوزستان	
	۱۳۹۵	۱۳۹۰	۱۳۹۵
بدون آسیب‌پذیری	٦۰	۵۱	٤۹
آسیب‌پذیر در یک بعد	۳٦	۴۴	۶.٤۵
آسیب‌پذیر در هر دو بعد	۳	۵	۵٫٤
نداشتن پوشش بیمه اجتماعی	۳۳	۴۳	۴۵

بیکاری سرپرست خانوار	۱۰	۱۱	۱۱٫۴
نسبت سرشمار بعد اشتغال	۴۰	۴۹	۵۱

۵-۵- استانداردهای زندگی

همانگونه که در **جدول ۷** مشاهده می‌شود، در بعد استانداردهای زندگی در سال ۱۳۹۵، ۱۵ درصد خانوارهای استان خوزستان دچار محرومیت هستند. این وضعیت نسبت به متوسط کل کشور (۸ درصد) بسیار نامناسب‌تر است. وضعیت فقر استانداردهای زندگی خانوارهای استان خوزستان نسبت به سال ۱۳۹۰، دو درصد بدتر شده است. در سال ۱۳۹۰ میزان دسترسی نداشتن به آشپزخانه ۲ درصد، دسترسی نداشتن به آب و برق و گاز ٦/۹ درصد، نداشتن حمام ۲/۳ درصد، نداشتن دارایی مانند اتومبیل، دوچرخه و ...٤/۷ درصد بوده که در سال ۱۳۹۵ در همه ابعاد شاهد افزایش این میزان بوده‌ایم به گونه‌ای که دسترسی نداشتن به آشپزخانه ۲/٤ درصد، دسترسی نداشتن به آب و برق و گاز ۷/۷ درصد، نداشتن حمام ۲/۷ درصد، نداشتن دارایی مانند اتومبیل، دوچرخه و ... ۵/۳ درصد است.

جدول ۷. وضعیت مولفه‌ها و نسبت سرشمار بعد استانداردهای زندگی (درصد)
مآخذ: محاسبات پژوهش

Table 7. Status of components and census ratio after living standards (percentage)
Sources: Research calculations

بعد استانداردهای زندگی	کل کشور	خوزستان	
	۱۳۹۵	۱۳۹۰	۱۳۹۵
بدون آسیب‌پذیری	۹۲	۸۷	۸۵
آسیب‌پذیر در یک بعد	٤٫۸	۱۰٫٦	۱۱٫۹
آسیب‌پذیر در دو بعد و بالاتر	۳٫۲	۲٫۹	۳٫۱
دسترسی‌نداشتن به آشپزخانه	۲	۲	۲٫۴
دسترسی‌نداشتن به آب تصفیه، برق و گاز (با لحاظ کیفیت و قطعی و وصلی)	۲٫۲	۶٫۹	۷٫۷
نداشتن حمام	۲٫۵	۲٫۳	۲٫۷
نداشتن دارایی مانند اتومبیل، دوچرخه و...	۴٫۵	٤٫۷	۵٫۳
نسبت سرشمار بعد استانداردهای زندگی	۸	۱۳	۱۵

۵-۶- شاخص نسبت سرشمار، شدت فقر و شاخص فقر چند بعدی استان خوزستان در مقایسه با کل کشور

در **جدول ۸** شدت فقر در هر کدام از ابعاد ۵ گانه و شاخص فقر چند بعدی برای سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ خوزستان ارائه شده است که به ترتیب به توضیح آن، برای هر بعد پرداخته می‌شود.

۵-۶-۲- شدت فقر در سلامت

اندازه فقر در بعد سلامت در سال ۱۳۹۰ به میزان ۳۶ درصد بوده که این میزان با ۲ درصد افزایش در سال ۱۳۹۵ به ۳۸ درصد رسیده است.

شدت فقر در سال ۱۳۹۰ به میزان ۳۸ درصد بوده که این میزان با یک درصد افزایش در سال ۱۳۹۵ به ۳۹ درصد رسیده است. پس به عبارتی می‌توان گفت افرادی که دچار فقر در بعد سلامت هستند نسبت به سال ۱۳۹۰ فقیرتر شده‌اند، که نشان‌دهنده شدیدتر شدن عدم دسترسی به تغذیه مناسب و کاهش میزان برخورداری از بیمه‌های درمانی در استان نسبت به سال ۱۳۹۰ است.

شاخص فقر چندبعدی نیز در این بعد در سال ۱۳۹۰ برابر با ۰/۱۴ بود که با ۱صدم افزایش در سال ۱۳۹۵ به ۰/۱۵ رسیده است.

جدول ۸. نسبت سرشمار، شدت فقر و شاخص فقر چند بعدی استان خوزستان
مآخذ: محاسبات پژوهش

Table 8. Ratio of census, poverty intensity, and multidimensional poverty index of Khuzestan Province
Source: Research calculations

شاخص	نسبت سرشمار (H)		شدت فقر (A)		شاخص فقر چند بعدی (MPI)	
	۱۳۹۰	۱۳۹۵	۱۳۹۰	۱۳۹۵	۱۳۹۰	۱۳۹۵
سلامت	۳۶	۳۸	۳۸	۳۹	۰٫۱۴	۰٫۱۵
آموزش	۲٫۹	۲٫۹	۲۷	۲۹	۰٫۰۱	۰٫۰۱
مسکن	۲۵/۵	۲۷	۳۷	۳۸	۰٫۰۹	۰٫۱۰
استانداردهای زندگی	۱۳	۱۵	۳۹	۳۸٫۶	۰٫۰۵	۰٫۰۶
اشتغال	۴۹	۵۱	۳۱	۲۹	۰٫۱۵	۰٫۱۵
کل فقر چند بعدی	۲۵	۲۸	۳۴٫۴	۳۴٫۷	۰٫۰۹	۰٫۱۰

۳-۶-۵- شدت فقر در آموزش

اندازه فقر در بعد آموزش در سال ۱۳۹۰ به میزان ۲/۹ درصد بوده که این میزان در سال ۱۳۹۵ نیز همان ۲/۹ درصد و ثابت بوده است.

شدت فقر در آموزش در سال ۱۳۹۰ به میزان ۲۷ درصد بوده که این میزان با ۲ درصد افزایش در سال ۱۳۹۵ به ۲۹ درصد رسیده است که نشان‌دهنده این است که افرادی که دچار فقر در بعد آموزش هستند نسبت به سال ۱۳۹۰، ۲ درصد فقیرتر شده‌اند.

شاخص فقر چندبعدی در این بعد در سال ۱۳۹۰ برابر با ۰/۰۱ بود که این میزان در سال ۱۳۹۵ ثابت و برابر با ۰/۰۱ بوده است.

۴-۶-۵- شدت فقر در مسکن

اندازه فقر در بعد مسکن در سال ۱۳۹۰ به میزان ۲۵/۵ درصد بوده که این میزان با ۱/۵ درصد افزایش در سال ۱۳۹۵ به ۲۷ درصد رسیده است.

شدت فقر در بعد مسکن در سال ۱۳۹۰ به میزان ۳۷ درصد بوده که این میزان با ۱ درصد افزایش در سال ۱۳۹۵ به ۳۸ درصد رسیده است و نشان‌دهنده این است افراد نسبت به سال ۱۳۹۰ فقیرتر شده‌اند.

شاخص فقر چندبعدی در این بعد در سال ۱۳۹۰ برابر با ۰/۰۹ بوده که با ۰/۰۱ افزایش در سال ۱۳۹۵ به ۰/۱۰ رسیده است.

۵-۶-۵- شدت فقر در اشتغال

اندازه فقر در بعد اشتغال در سال ۱۳۹۰ به میزان ۴۹ درصد بوده که این میزان با ۲ درصد افزایش در سال ۱۳۹۵ به ۵۱ درصد رسیده است.

شدت فقر در بعد اشتغال در سال ۱۳۹۰ به میزان ۳۱ درصد بوده که این میزان در سال ۱۳۹۵ با ۲ درصد کاهش به ۲۹ درصد رسیده است و به عبارتی نسبت به سال ۱۳۹۰، از شدت فقر در این بعد کاسته شده است.

شاخص فقرچندبعدی در این بعد در سال ۱۳۹۰ برابر با ۰/۱۵ بوده که این میزان در سال ۱۳۹۵ ثابت بوده و برابر با ۰/۱۵ بوده است.

دانشگاه شهید چمران اهواز
فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)

۵-۶-۶- شدت فقر در استانداردهای زندگی

اندازه فقر در بعد استانداردهای زندگی در سال ۱۳۹۰ به میزان ۱۳ درصد بوده که این میزان با ۲درصد افزایش در سال ۱۳۹۵ به ۱۵ درصد رسیده است.

شدت فقر در سال ۱۳۹۰ به میزان ۳۹ درصد بوده که در سال ۱۳۹۵ با ۰/۴ درصد کاهش به ۳۸/۶ درصد رسیده است که نشان‌دهنده این است که افرادی که دچار فقر در بعد استانداردهای زندگی هستند نسبت به سال ۱۳۹۰، شدت فقر آن‌ها کمی کاهش یافته است.

شاخص فقرچند بعدی در این بعد در سال ۱۳۹۰ برابر با ۰/۰۵ بوده که با ۰/۰۱ افزایش در سال ۱۳۹۵ به ۰/۰۶ رسیده است.

۵-۶-۷- نسبت سرشمار کل و شدت فقر چند بعدی استان خوزستان

اندازه فقر در استان خوزستان در سال ۱۳۹۰ به میزان ۲۵ درصد بوده که با ۳ درصد افزایش در سال ۱۳۹۵ به ۲۸ درصد رسیده است.

شدت فقر در سال ۱۳۹۰ به میزان ۳۴/۴ درصد بوده که با ۰/۳ درصد در سال ۱۳۹۵ به ۳۴/۷ درصد رسیده است که نشان‌دهنده افزایش شدت فقر در ابعاد مورد بررسی ما در این پژوهش است.

شاخص فقر چند بعدی نیز در سال ۱۳۹۰ برابر با ۰/۰۹ بوده که با ۰/۰۱ در سال ۱۳۹۵ به ۰/۱۰ افزایش یافته است.

۶- بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش به بررسی شاخص‌های فقر چند بعدی در استان خوزستان با استفاده از تعدیل روش آلکایر و فوستر و در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ پرداختیم. نتایج این پژوهش نشان داد که مردم استان در دو بعد اشتغال و سلامت دارای محرومیت بیشتری نسبت به سایر ابعاد هستند. وضعیت استان نسبت به کشور نامطلوب‌تر است و فقر چند بعدی در استان خوزستان در سال ۱۳۹۵ نسبت به سال ۱۳۹۰ افزایش داشته است. این افزایش در بعدهای سلامت، مسکن و استانداردهای زندگی بوده است. در مجموع، در دو بعد آموزش و اشتغال وضعیت همانند سال ۱۳۹۰ است. مهمترین مولفه‌های فقر در بعد سلامت، عدم دسترسی به بیمه سلامت؛ در بعد مسکن، سرانه متراژ مسکن کمتر از ۱۶ متر مربع؛ در بعد اشتغال، عدم پوشش بیمه‌های اجتماعی شاغلین و در بعد استانداردهای زندگی، کیفیت پایین

دسترسی به آب تصفیه شده، گاز و برق و نداشتن دارایی‌هایی مثل وسایل دوچرخه و وسایل موتوری است. در عین حال سوء تغذیه در بعد سلامت نیز دارای محرومیت بالایی است و یا بیکاری سرپرست خانوار در بعد اشتغال نیز به فقر اشتغال افزوده است. خوزستان در بعد اشتغال و در مولفه نداشتن بیمه‌های اجتماعی مشکل اساسی دارد. برای اینکه فقر در بعد اشتغال کاهش بیابد نیازمند این است که بیمه‌های اجتماعی به شاغلان تعلق بگیرد که در گرو کاهش بخش غیررسمی و اشتغال غیر رسمی و تبدیل آن به اشتغال رسمی است که بیمه به همه شاغلان تخصیص یابد. خوزستان هم به مانند کل کشور از بخش غیر رسمی بزرگ رنج می‌برد. شناسایی مسکن‌های با مصالح بی دوام و نوسازی و مقاوم سازی آنها با توجه به حمایت‌ها، تسهیلات و سیاستگذاری متناسب، می‌تواند به کاهش فقر مسکن در خوزستان کمک کند اما سرانه متراژ پایین، مولفه‌ای نیست که در کوتاه مدت و میان مدت بر آن فائق شد و نیازمند افزایش درآمدهای پایدار سرانه خوزستانی‌هاست که در آینده بتوانند خانه‌های بزرگتری را داشته باشند. در بعد آموزش اندازه فقر پایین است و یکی از دلایل به تعریف مولفه های مورد استفاده و توسعه آموزش در ایران بر می‌گردد. از آن جایی که در بعد آموزش مولفه "همه اعضای خانوار زیر پنج کلاس سواد دارند" در رویکرد آلکایر فوستر در نظر گرفته شده، محرومیت در بعد آموزش پایین است. در ایران و در وضعیت کنونی شاید سرپرست خانوار باید حداقل دیپلم داشته باشد تا از این منظر فقیر تلقی شود و اگر این مولفه اصلاح گردد محرومیت در بعد آموزش نیز افزایش می‌یابد. در بعد استانداردهای زندگی و در مولفه آب و برق سطح محرومیت بالا است. با همه این اوصاف به داده‌های جزئی بیشتری نیاز است که فقر چند بعدی استان خوزستان رصد شود و خانوارهای محروم از ابعاد چندگانه مستقیما شناسایی و مورد حمایت یا توانمندسازی قرار گیرند. یافته‌های این پژوهش در فقر چند بعدی استان خوزستان نشان می‌دهد که نسبت سرشمار فقر چند بعدی در مقایسه با نسبت سرشمار فقر درآمدی در مطالعه افقه و قنواتی فر (۱۳۹۰) پایین تر است و این اشاره به یکی از مزیت‌های رویکرد فقر چند بعدی به رویکرد تک بعدی درآمدی دارد که فقط درآمد نمی‌تواند مبنای محرومیت قرار گیرد بلکه اگر فرد از قابلیت‌های لازم برخوردار باشد نمی‌توان ایشان را در زمره فقرا قرار داد، درآمد یک مولفه موقتی و پر نوسان است و اگرخانواری درآمد یک سال خود را از دست داد، نمی‌توان تصور کرد که یکباره به ورطه فقر افتاده باشد. یافته‌های پژوهش حاضر با یافته‌های سایر مطالعات در سطح کل

کشور (فطرس و قدسی (۱۳۹۶)، خلج و یوسفی (۱۳۹۳)، جلالی (۱۳۹۸)، مرکز پژوهش‌های مجلس (۱۳۹۶)) همسو است و در مولفه‌های یکسان نتایج همسو و در یک راستا هستند.

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: This article is part of a master's thesis that was financially supported by the Vice Chancellor for Research of Shahid Chamran University of Ahvaz through Grant No. .....

References

Afghah, M., & Ghanavatifar, T. (2011). Poverty Line Estimation in Khuzestan Province (1997-2006). *Journal of economics and regional development, 18*(1), –. doi:10.22067/erd.v18i1.13680

Alkire, S., Conconi, A., Robles, G., Roche, J. M., Santos, M. E., Seth, S., & Vaz, A. (2016). The global multidimensional poverty index (MPI): 5-year methodological note. *OPHI Briefing, 37*.

Alkire, S., & Foster, J. (2011). Counting and multidimensional poverty measurement. *Journal of Public Economics, 95*(7-8), 476–487.

Alkire, S., Roche, J. M., Ballon, P., Foster, J., Santos, M. E., & Seth, S. (2015). *Multidimensional poverty measurement and analysis*: Oxford University Press, USA.

Asselin, L.-M. (2002). A composite indicator from multidimensional qualitative data. *Canadian Center for international studies and cooperation. October*.

Asselin, L.-M., & Anh, V. T. (2008). Multidimensional poverty and multiple correspondence analysis. In *Quantitative approaches to multidimensional poverty measurement* (pp. 80–103): Springer.

Barker, J. M. (1905). *The saloon problem and social reform*: Everett Press.

Blanchflower, D. G., & Oswald, A. J. (2004). Well-being over time in Britain and the USA. *Journal of Public Economics, 88*(7-8), 1359–1386.

Buhmann, B., Rainwater, L., Schmaus, G., & Smeeding, T. M. (1988). Equivalence scales, well-being, inequality, and poverty: sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg Income Study (LIS) database. *Review of Income and Wealth, 34*(2), 115–142.

Case, A., & Deaton, A. (2003). *Consumption, health, gender, and poverty* (Vol. 3020): World Bank Publications.

Clark, A. E., & Oswald, A. J. (1994). Unhappiness and unemployment. *The economic journal, 104*(424), 648–659.

Cohen, G. A. (1990). Equality of what? On welfare, goods and capabilities. *Recherches Économiques de Louvain/Louvain Economic Review, 56*(3-4), 357–382.

Danziger, S., Van der Gaag, J., Taussig, M. K., & Smolensky, E. (1984). The direct measurement of welfare levels: How much does it cost to make ends meet? *The review of Economics and Statistics*, 500–505.

Deutsch, J., & Silber, J. (2005). Measuring multidimensional poverty: An empirical comparison of various approaches. *Review of Income and Wealth, 51*(1), 145–174.

fotros, m. h., & ghodsi, s. (2017). Comparing Iranian Development Plans by Multidimensional Poverty Index Calculated by Alkire-Foster Method. *Economic Growth and Development Research, 7*(27), 45–64. Retrieved from https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_3267_243f9149e92d03bb19e31d3913bf4f55.pdf [in Persian]

Frey, B. S., & Stutzer, A. (2002). What can economists learn from happiness research? *Journal of economic literature, 40*(2), 402–435.

Garner, T. I., & Short, K. S. (2004). Economic well-being based on income, consumer expenditures and personal assessments of minimum needs. In *Studies on economic well-being: Essays in the honor of John P. Formby* (pp. 319–361): Emerald Group Publishing Limited.

Goedhart, T., Halberstadt, V., Kapteyn, A., & Van Praag, B. (1977). The poverty line: Concept and measurement. *Journal of human resources*, 503–520.

Gustafsson, B., Shi, L., & Sato, H. (2004). Can a subjective poverty line be applied to China? Assessing poverty among urban residents in 1999. *Journal of International Development: The Journal of the Development Studies Association, 16*(8), 1089–1107.

Jafari, S., Momeni, F., Shakeri, A., & Raghfar, H. (2022). Multidimensional poverty in urban and rural areas of Iran assessed as an indicator of fair development. *The Journal of Economic Policy*, *13*(26), 315–337. doi:10.22034/epj.2022.17733.2283 [in Persian]

Javaheri, H., Hataminejad, H., Ziari, K., & Pour Ahmad, A. (2014). Fuzzy approach and multidimensional poverty zoning in urban spaces (Case study: Kamyaran city). *Regional Planning, 4*(13), 13–30. Retrieved

from https://jzpm.marvdasht.iau.ir/article_383_f524adaeb46d81891b7d3a6c65200650.pdf [in Persian]

Kahneman, D., Diener, E., & Schwarz, N. (1999). *Well-being: Foundations of hedonic psychology*: Russell Sage Foundation.

Kapteyn, A., Kooreman, P., & Willemse, R. (1988). Some methodological issues in the implementation of subjective poverty definitions. *Journal of human resources*, 222–242.

Khalaj, S., & Yousefi, A. (2015). Mapping the Incidence and Intensity of Multidimensional Poverty in Iran Urban and Rural Areas. *The Journal of Spatial Planning and Geomatics*, *18*(4), 49–70. Retrieved from http://hsmsp.modares.ac.ir/article-21-1232-en.html

Kuepie, M., & Pamen, E. P. F. (2017). *An Application of the Alkire-Foster's Multidimensional Poverty Index to Data from Madagascar: Taking Into Account the Dimensions of Employment and Gender Inequality*. Retrieved from

Layard, R. (2011). *Happiness: Lessons from a new science*: Penguin UK.

Mansouri, S. A. (2024). Investigating the Effect of Sanctions on Casual Relationship between Corruption, Income Inequality and Poverty in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 21*(1), 171–201. doi:10.22055/jqe.2024.43224.2544 [in Persian]

Michael, R. T., & Citro, C. F. (1995). *Measuring poverty: A new approach*: National Academies Press.

Park, E. Y., & Nam, S. J. (2020). Multidimensional poverty status of householders with disabilities in South Korea. *International Journal of Social Welfare, 29*(1), 41–50.

Pradhan, M., & Ravallion, M. (2000). Measuring poverty using qualitative perceptions of consumption adequacy. *Review of Economics and Statistics, 82*(3), 462–471.

Raghfar, H., Mohammadifard, Z., & Sangari mohazab, K. (2013). The Measurement of Multidimensional Povertyin Tehran. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development), 13*(2), 1–16. Retrieved from http://ecor.modares.ac.ir/article-18-4983-en.html [in Persian]

Ravallion, M. (1998). *Poverty lines in theory and practice* (Vol. 133): World Bank Publications.

Ravallion, M., & Lokshin, M. (2002). Self-rated economic welfare in Russia. *European Economic Review, 46*(8), 1453–1473.

Rowntree, B. S. (1902). *Poverty: A study of town life*: Macmillan.

salem, a. a. (2018). Factors Affecting Multidimensional Poverty; a Panel Multilevel Approach. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, *26*(87), 7–46. Retrieved from http://qjerp.ir/article-1-2134-en.html [in Persian]

Senik, C. (2003). *What can we learn from subjective data? The case of income and well-being*. Retrieved from

Slottje, D. J. (1991). Measuring the quality of life across countries. *The review of Economics and Statistics*, 684–693.

Tella, R. D., MacCulloch, R. J., & Oswald, A. J. (2003). The macroeconomics of happiness. *Review of Economics and Statistics*, *85*(4), 809–827.

Townsend, P. (1979). *Poverty in the United Kingdom: a survey of household resources and standards of living*: Univ of California Press.

UN, E. (2016). *Multidimensional Poverty and its Measurement, Guide on Poverty Measurement*. Retrieved from

Van den Bosch, K. (2017). *Identifying the poor: Using subjective and consensual measures*: Routledge.

Van Praag, B., Goedhart, T., & Kapteyn, A. (1980). The poverty line--a pilot survey in Europe. *The review of Economics and Statistics*, 461–465.

Van Praag, B. M., & Frijters, P. (1999). The measurement of welfare and well-being: The Leyden approach. *Well-being: The foundations of hedonic psychology*, 413–433.

Van Praag, B. M., Spit, J. S., & Van de Stadt, H. (1982). A comparison between the food ratio poverty line and the Leyden poverty line. *The review of Economics and Statistics*, 691–694.

Yousefi, A., Asadi-Khoob, H., & Afshari, M. (2013). The Measurement of Multidimensional Poverty in Iran Nomads. *Agricultural Economics*, *7*(2), 47–67. Retrieved from https://www.iranianjae.ir/article_9261_d55fb534bc29bd9d3d92cb7f625c6419.pdf [in Persian]

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) بهار ۱۴۰۴ ۲۲(۱) ۶۳-۲۶



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

تحلیل تاثیر تکانه پولی انقباضی بر پویایی های جریان وجوه واحدهای نهادی در ایران: خانوارها ، بنگاه‌های غیرمالی و بانک‌ها

میمنت ابراهیمی *، محمد واعظ برزانی **، لیلا ترکی ***، حسن حیدری****

* دکترای اقتصادمالی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران..
** دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران (نویسنده ی مسئول).
*** استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران.
**** استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۲۳ شهریور۱۴۰۰
تاریخ بازنگری: ۱۴ آذر ۱۴۰۰
تاریخ پذیرش: ۱۸ آذر ۱۴۰۰

ارتباط با نویسنده مسئول:
ایمیل: m.vaez@ase.ui.ac.ir
0000-0001-6351-2060

طبقه‌بندی JEL: C32 ،E5 ،E52

واژگان کلیدی:
حساب جریان وجوه، نسبت ذخیره قانونی، مدل خودتوضیح برداری عامل افزوده

آدرس پستی: اصفهان، میدان آزادی، دانشگاه اصفهان،
کد پستی: ۸۱۷۴۶۷۳۴۴۱

اطلاعات تکمیلی:
این مقاله برگرفته از پایان نامه ی دکتری خانم میمنت ابراهیمی در رشته علوم اقتصادی به راهنمایی دکتر محمد واعظ برزانی و دکتر لیلا ترکی در دانشگاه اصفهان است.
قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.
تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

چکیده

حساب جريان وجوه، مبادلات مالي و گردش وجوه را ميان واحدهاي نهادي مختلف اقتصاد نشان مي دهد و از آن می‌توان به عنوان يك ابزار اطلاعاتي پايه در تحقيقات تجربي و براي تحليل آثارتكانه‌های سياست‌هاي پولي و مالي بر اين واحد ها استفاده نمود. درک درست از چگونگی تاثیر این تکانه‌ها بر فعالیت مالی این بخش ها، می‌تواند راهنمایی مفید برای تعیین سیاست‌های مناسب برای اثرگذاری بر دیگر متغیرهای کلان اقتصادی باشد. در این مطالعه تاثیر تکانه پولی انقباضی بر تغییرات دارایی‌ها و بدهی‌های مالی و خالص سرمایه گذاری مالی واحدهای های نهادی خانوار، بنگاه های غیرمالی و بانک‌ها مورد تحلیل و بررسی قرار گرفت. برای این منظور از مدل خودرگرسیون برداری عاملی تعمیم یافته (FAVAR) بر اساس داده‌های سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۵۲ استفاده شد. نتایج حاصل از توابع ضربه واکنش نشان می‌دهد که تکانه پولی انقباضی ناشی از افزایش نسبت ذخیره قانونی باعث کاهش دارایی‌ها و بدهی‌های مالی بخش های خانوار، بنگاه‌های غیرمالی و بانک‌ها شده است. متغیر خالص سرمایه گذاری مالی که از تفاضل دارایی‌های مالی و بدهی‌های مالی حاصل می‌شود به دنبال تکانه پولی انقباضی برای بخش بانکی و بنگاه های غیرمالی در سال اول افزایش می‌یابد که نشان دهنده کاهش بیشتر بدهی‌ها نسبت به کاهش دارایی های مالی است. در مورد بخش خانوار خالص سرمایه گذاری مالی در سال اول کاهش می‌یابد که به علت کاهش بیشتر دارایی‌های مالی نسبت به کاهش بدهی‌های مالی می‌باشد.

ارجاع به مقاله:
ابراهیمی، میمنت.، واعظ برزانی، محمد.، ترکی، لیلا.، حیدری، حسن. (۱۴۰۴). تحلیل تاثیر تکانه پولی انقباضی بر پویایی های جریان وجوه واحدهای نهادی در ایران: خانوارها، بنگاه های غیرمالی و بانک‌ها. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۲۲(۱)، ۶۳-۲۶.

10.22055/jqe.2021.38565.2408

© 2025 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

سیاستهای پولی و اعتباری مجموعه اقداماتی است که بانک‌های مرکزی (سیاستگذاران پولی) برای ثبات بخشی به اقتصاد و دستیابی به رشد اقتصادی پایداربه کار می‌برند و مورد تأیید عموم اقتصاددانان و سیاستگذاران است .البته تعیین سیاست بهینه و کارای پولی و اعتباری منوط به شناسایی کانال‌های انتقال و شناخت مکانیزم‌های انتقال تکانه‌های پولی و اعتباری به اقتصاد است. (Mishkin, 1978,1969)

در چند دهه اخیر، الگوی کینزی جدید[1] با اجزای مالی و بانکی، در راستای بررسی نقش بازارها و متغیرهای مالی و همچنین بخش اعتباری و بانکی درسازوکار انتقال تکانه‌ها به بخش واقعی اقتصاد و شکل‌گیری چرخه‌های تجاری مطرح شده است. (Christiano, Motto, & Rostagno, 2010)؛(Kiyotaki & Moore, 1997) ؛ (Gerali, Sessa, & Signoretti, 2010)؛ (Bernanke, 1999) (Bernanke, B; Gertler, M; Gilchrist, S, 1999). در این زمینه شواهد تجربی نشان می‌دهد که بخش‌های مالی و اعتباری نقش مهمی در انتقال تکانه ها به بخش واقعی اقتصاد بازی می‌کنند و عوامل مهمی در شکل‌گیری چرخه‌های تجاری‌اند. (Shahhosseini; Bahrami, J, 2012)

در حوزه سیاست‌گذاری پولی نسبت ذخیره قانونی از جمله ابزارهای غیر مستقیم پولی است که به صورت دستوری از سوی مقامات پولی به نظام بانکی ابلاغ شده و رفتار موسسات مالی از جمله بانک‌ها، بنگاه‌های غیرمالی و خانوارها را تحت تاثیر قرار می‌دهد. بانک مرکزی از طریق افزایش نسبت ذخیره قانونی حجم تسهیلات اعطایی بانک‌ها را منقبض و از طریق کاهش آن اعتبارات بانک‌ها را منبسط می‌نماید. در دو دهه اخیر در اقتصاد ایران بروز وضعیت تورمی، افزایش شدید حجم نقدینگی سرگردان، افزایش جریان سفته بازی در بازار دارایی‌های مالی و فیزیکی، ضرورت تأمین مالی از منابع داخلی و اهمیت تجهیز پس‌اندازهای بخش خصوصی در تأمین سرمایه‌گذاری بخش های مختلف اقتصادی از طریق سیستم بانکی، اجرای سیاست پولی انقباضی را به اقدامی ضروری تبدیل کرده است. (Akrami & Mehdizadeh, 2004)؛ (Shadrokh, 2012)؛ (Abunouri & etc, 2013)

تکانه سیاستی به شکل افزایش نسبت ذخیره قانونی سبب تغییر در رفتار وام‌دهی بانک‌ها، تغییر پس‌انداز خانوارها و در نتیجه تغییر رفتار بنگاه ها به انجام سرمایه گذاری می‌شود. تغییر در ظرفیت و توان مالی بنگاه ها و خانوارها در وام‌گیری و وام دهی و ثروت خالص آن‌ها، منجر به تغییراتی در متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تولید و درآمد واقعی می‌شود. بنابراین این سوال مطرح می‌شود که بروز تکانه مثبت نسبت ذخیره قانونی چه تاثیری بر دارایی ها و بدهی های مالی بخش‌های نهادی خانوار، بنگاه های غیرمالی و

[1] New Keynesian

بانک‌ها می‌گذارد و و در نهایت چه تغییری در خالص سرمایه گذاری مالی این بخش‌ها ایجاد می‌شود؟ خالص سرمایه گذاری مالی از تفاضل کل دارایی های مالی و کل بدهی‌های مالی هر بخش محاسبه می‌شود.

خالص سرمایه گذاری مالی = کل دارایی های مالی – کل بدهی های مالی

اهمیت بررسی این مسئله از آن جهت است که سیاست‌های پولی از کانال‌های مختلفی می‌توانند بر متغیرهای حقیقی اقتصاد تاثیر بگذارند و در بین کانال‌های انتقال سیاست پولی، کانال اعتبار از اهمیت ویژه‌ای به خصوص در کشورهای در حال توسعه برخوردار است (Jannsen, Potjagailo, & Wolters, 2019)؛ (Tunc & Kilinc, 2019)؛ (Raie, Irvani, & Ahmadi, 2018) (Heydari, Khalilzadeh, & Faizi, 2020) و هرگونه نقص یا اصطکاک در بازار اعتبار نظیر عدم دسترسی یکسان بنگاه‌های بزرگ و کوچک به منابع مالی و غیره منجر به تغییراتی در دارایی ها و بدهی های مالی و خالص سرمایه‌گذاری مالی واحد های نهادی خانوار و بنگاه ها شده و این تغییرات می تواند منجر به تقویت اثرگذاری تکانه‌های پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد از طریق تصمیمات مالی این بخش ها شود.

برنانکه وبلیندر (۱۹۹۲)، گرتلر و گیلچریست (۱۹۹۳) و برنانکه و گرتلر (۱۹۹۵) با استفاده از فرضیه اطلاعات ناقص و سایر اصطکاک هاي بازار اعتبارات، آثار سیاست پولي بر اقتصاد را توضیح می دهند. اهمیت کانال اعتبار به ویژه در کشورهای در حال توسعه از آن جهت است که با وجود نوآوری‌های مالی انجام گرفته و تعمیق و توسعه بازارهای مالی در این کشورها ولی باز هم نقش بانک‌ها در بازار اعتبارات به عنوان واسطه‌های مالی بسیار پر اهمیت است. (Blinder, 1992 & Bernanke)؛ (Gertler, 1995 & Bernankeh)؛ (Gilchrist, 1993 & Gertler)

از این رو این مطالعه به تحلیل و بررسی تاثیر تکانه پولی انقباضی شامل تکانه افزایش نسبت ذخیره قانونی بر دارایی ها و بدهی های مالی و خالص سرمایه گذاری مالی

خانوارها، بنگاه های غیرمالی[۲] و بانک‌ها با استفاده از داده های حساب جریان وجوه ایران می‌پردازد. حساب جریان وجوه، یکی از اجزای نظام حساب‌های ملی (SNA) است و مبادلات مالی و گردش وجوه را میان واحدهای نهادی مختلف اقتصاد نشان می‌دهد. به واحدهاي اقتصادي كه مي‌توانند به نام خود مالک دارايي شده، ايجاد بدهي نموده، به فعاليت‌هاي اقتصادي پرداخته و وارد انواع مبادله با واحدهاي ديگر شوند، واحد نهادي يا بخش نهادی اطلاق مي‌شود. (CBI, 2018)

در حساب جریان وجوه حوزه فعالیت‌های اقتصادی به پنج واحد نهادی اصلی تقسیم می شود که این بخش ها عبارت است از : موسسات مالی، غیرمالی، دولت و موسسات وابسته به دولت (غیرمالی عمومی)، خانوارها و دنیای خارج. با اطلاعاتي كه از حساب جريان وجوه به دست مي آيد مي‌توان مشخص كرد هر واحد نهادي در طول يك دوره زماني، وجوه مورد نيازش را از كدام نهاد و به كمك چه ابزارهايي تامين مالي كرده است و يا وجوه مازاد خود را به كدام نهاد و از طريق چه ابزاري ارائه كرده است. (Christiano, Eichenbaum, & Evan, 1996)

بدین ترتیب حساب‌های جریان وجوه میزان کسری یا مازاد مالی هر یک از بخش های نهادی اقتصادی را معین می‌نماید و در این حساب ها چگونگی تامین کسری یا استفاده از مازاد منابع به خوبی منعکس می‌شود. این در حالی است که جداول جریان و انباشت مورد تاکید در نظام حساب‌های ملی، تنها حساب‌های جریان و ترازنامه بخش ها و زیربخش های نهادی یک اقتصاد را بدون ارائه اطلاعاتی تفصیلی در خصوص بخش ها و زیربخش های نهادی متناظر با آن‌ها در در تراکنش های مالی نشان می دهد. (CBI, 2018)

در مورد حساب جریان وجوه و تاثیر تکانه پولی بر آن، مطالعاتی در کشورهای آمریکا، ایتالیا، پرتغال، منطقه یورو، هند و ... انجام شده است. (Christiano, Eichenbaum, & Evan, 1996؛ Bonci & Columba, Monetary policy effects: new evidence from the Italian flow-of-funds, 2008؛ Gameiro & Sousa, 2010؛ Singh.T, 2019). در این مطالعات اثرات تکانه سیاست پولی بر

[۲] بنگاه‌های غیرمالی شامل شرکت‌ها و موسسات خصوصی و شرکت‌های دولتی که در بودجه کل کشور ذکر نشده‌اند می‌باشند.

داده‌های جریان وجوه بخش های مختلف اقتصـــادی (خانوارها، بنگاه های غیرمالی، موسسـات مالی، دولت و بخش خارجی) با استفاده از مدل VAR تجزیه و تحلیل شده اســت. رویکرد این مطالعه نیز به طور کلی مشــابه این مطالعات اســت. نوآوری پژوهش حاضر در این است که از مدل خود رگرسیونی برداری عامل افزوده (FAVAR) که توسط برنانکه و همکاران (۲۰۰۵)ارائه گردیده، استفاده شده است.

مشکل اصلی مطالعات قبلی این است که آن‌ها مجبور به انتخاب متغیرهای کلان از بین تعداد زیاد متغیرها و در نتیجه اســتفاده ناکارآمد از اطلاعات موجود در آمارهای اقتصـــادی و همچنین وارد کردن متغیرهای جریان وجوه به طور جداگانه در مدل به دلیل محدودیت درجه آزادی بودند. به کارگیری مدل FAVAR و استفاده از یک یا چند عامل که اطلاعات متغیرهای ســری زمانی متعددی را به طور بهینه در خود جای داده اند این مشکل را مرتفع می‌نماید.

نوآوری دیگر این مقاله این است که بر خلاف مطالعات داخلی که واکنش یک یا دو بخش نهادی به تکانه پولی در آن ها بررســی می شــود این مطالعه واکنش پویای تمام بخش‌های نهادی مختلف را در کنار هم به تکانه پولی در یک چارچوب سیستمی پویا و در قالب روش FAVAR مورد تحلیل و بررســی قرار می دهد و تمام بخش های نهادی را در یک مدل در تعامل با هم در نظر می‌گیرد و علاوه بر تحلیل تغییرات دارایی‌ها و بدهی‌های مالی واحدهای نهادی خانوار، بنگاه‌های غیرمالی و بانک‌ها، خالص ســرمایه‌گذاری مالی (خالص وام‌دهی (-)/ وام‌گیری (+) = دارایی های مالی – بدهی های مالی) این بخش ها را نیز مورد بررسی و تحلیل قرار می‌دهد.

مقاله حاضر پس از مقدمه به این صورت بخش‌بندی شده است: در بخش دوم به ادبیات موضوع مرتبط با بحث پرداخته خواهد شد. در بخش سوم مبانی نظری و در بخش چهارم داده های مورد استفاده و روش تحقیق معرفی خواهد شد و در بخش های پنجم و ششم به ترتیب به تجزیه و تحلیل نتایج حاصله و نتیجه گیری پرداخته خواهد شد.

۲- مبانی نظری تاثیر تکانه پولی بر خانوارها، بنگاه های غیرمالی و بانک‌ها

در این قسمت به بررسی مبانی نظری مرتبط با اثر تکانه سیاست پولی بر تصمیمات مالی بخش های مختلف نهادی شــامل خانوارها، بنگاه‌های غیرمالی و بانک‌ها می پردازیم. تکانه

پولی از طریق کانال‌های انتقال سیاست پولی می‌تواند تصمیمات مالی بخش‌های مذکور را تحت تاثیر قرار دهد.

۲-۱- کانال های انتقال سیاست پولی

کانال های انتقال، مسیری هستند که سیاست پولي از طریق آن ها بر متغیرهای هدف خود، تأثیر می‌گذارد. از زمان ظهور اقتصاد کینزی فرضیه خنثایی پول از اعتبار ساقط شده است و اقتصاددانان پذیرفته‌اند که تغییر در عرضه پول دست کم در کوتاه مدت تاثیر واقعی بر جای می‌گذارد. سیاست پولی با نظام مالی در ارتباط تنگاتنگ است و درک نقش سیاست پولی و هزینه‌های آن مستلزم درک صحیح از نظام تامین مالی است. در این راستا، یکی از مهمترین مباحث نظری که اخیراً پیرامون ارتباط بخش های مالی و اعتباری با بخش واقعی اقتصاد مطرح شده است نقش این بخش ها در سازوکارهای انتقال پولی است.

سیاست پولي، فعالیت های اقتصادی را از چند کانال متأثر مي‌سازد. در یک تقسیم‌بندی از دیدگاه مکاتب اقتصادی نسبت به سازوکارهای انتقال پولی می‌توان عنوان کرد که اقتصاددانان و مکاتب اقتصادی این سازوکار را یا از دیدگاه پولی (نرخ بهره و ارز) یا از دیدگاه اعتباری (وام‌دهی بانکی و ترازنامه) در نظر گرفته‌اند. به نحوی که دیدگاه نخست به کانال‌های نئوکلاسیکی انتقال سیاست پولی مشهور بوده که مبتنی بر کامل بودن بازارهای مالی است و در آن بانک‌ها نقشی در میزان عرضه پول و میزان اثرگذاری سیاست پولی بر فعالیت های اقتصادی ندارند (Bernankeh & Gertler, 1995) و دیدگاه دوم معرف کانال های غیرنئوکلاسیکی انتقال سیاست پولی است که قائل به وجود ناکامل بودن در بازارهای مالی و پذیرش فرض وجود اطلاعات نامتقارن بوده و مشهور به دیدگاه اعتباری است. (Boivin & Giannoni, 2005)

در ادامه دیدگاه اعتباری که مرتبط با موضوع پژوهش است مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرد.

۲-۱-۲- دیدگاه اعتباری

اقتصاددانان از مجموعه‌ای از مسیرها که دیدگاه اعتباری نامیده می شود، به منظور تحلیل اثرات سیاست پولی بهره می‌گیرند (Walsh, 2010). در این زمینه دیدگاه هایی بر مبنای

مباحث خرد اقتصـــادی بنا شـــده اســـت که از آن جمله می‌توان به نقش مواردی از قبیل انتخاب بد[3]، مخاطرات اخلاقی[4] و نظارت پرهزینه اشـــاره نمود (همان). این موارد منجر به جیره بندی تعادلی اعتباری می‌شود.

نقطه شروع تحلیل دیدگاه اعتباری بر این فرض اساسی استوار است که هنگامی که موانعی همچون اطلاعات ناقص یا قراردادهای پرهزینه در مســـیر عملکرد بازارهای مالی ایجاد اخلال می‌نماید انتظار می‌رود که میان هزینه تامین مالی از منابع خارجی (مانند انتشار ابزار بدهی) و هزینه فرصت تامین مالی از فعالیت های داخلی شکاف ایجاد شود. این شکاف توسط برنانکه و همکاران تحت عنوان صرف تامین مالی برون‌زا[5] نامگذاری شده است. این شـکاف بازتاب هزینه‌های پیش‌روی بنگاه‌ها اسـت. بدین ترتیب دیدگاه اعتباری تاکید می‌نماید که ســـیاســـت پولی نه تنها نرخ های بهره را تحت تاثیر قرار می‌دهد، بلکه میزان صـــرف تامین مالی برون‌زا را متاثر می کند و بنابراین در قالب این دیدگاه می‌توان اثرگذاری سیاست پولی را بهتر درک نمود. (hedari & mollabahrami, 2016)

دیدگاه اعتباری بر پیامدهای توزیعی ســـیاســـت پولی متمرکز اســـت. این دیدگاه اسـتدلال می کند که به دلیل عدم تقارن کامل اطلاعات و آثار تراز پرتفوی حاصـل از عدم امکان جانشینی کامل دارایی‌ها، بازار سرمایه کامل نیست. بر این اساس، این دیدگاه بیان می کند که سیاست‌های پولی میان کارگزاران و عاملان اقتصادی تاثیر متفاوت دارد.

به طور کلی دو کانال عمده در دیدگاه اعتبار وجود دارد که به طور وســـیعی مورد مطالعه قرار گرفته اســـت. کانال ترازنامه‌ای و کانال وام‌دهی بانکی دو کانال عمده اعتباری هستند که به ترتیب به کانال های خالص ثروت و کانال شتاب‌دهنده مالی مشهور هستند. (Bernanke & Gertler, Agency Costs, Net Worth and Business Fluctuations, 1989)

[3] Adverse Selection

[4] Moral Hazard

[5] External Finance Premium

۲-۱-۲-۱- کانال وام‌دهی بانکی

بر اســـاس کانال وام‌دهی از آن‌جایی که بانک‌ها تمایل دارند با قرض‌گیرندگانی مطمئن و بدون ریســک مواجه شــوند، بنابراین قادرند تا حد زیادی مســئله اطلاعات نامتقارن را در بـازار اعتبـارات تعـدیـل کننـد. این کـانـال همچنین بـه فراهم آوردن منـابع مـالی برای وام‌گیرندگان نظیر خانوارها و بنگاه‌های کوچک که به شـــدت وابســـته به وام‌های بانکی هستند، می پردازد. بانک‌ها که اغلب منبع اصلی اعتبارات در بسیاری از کشورها و عموماً کشورهای با نظام مالی بانک محور هستند، در غلبه بر مشکلات اطلاعاتی و سایر مشکلات بازار ســـرمایه تخصـــص پیدا می کند. حال اگر در عرضـــه اعتبار اخلال ایجاد شـــود، قرض‌گیرندگان وابســـته به بانک ها نظیر بنگاههای کوچک و متوســـط به ظاهر از اخذ تســـهیلات دســـت برمی دارند ولی در عمل با تحمل هزینه بالاتر منابع اعتباری جدید را دریـافت می کننـد. لـذا کـاهش در اعتبـار بـانکی صـــرف تـامین مـالی برون‌زا را افزایش و فعالیت‌های واقعی اقتصـاد را کاهش می‌دهد (Mishkin F. S., Symposium on the Monetary Transmission Mechanism, 1995)

در همین چارچوب برنانکه و بلایندر (۱۹۸۸) کانال وام‌دهی انتقال سـیاسـت پولی را از طریق نسبت ذخیره قانونی بررسی کردند و نشان دادند که افزایش نسبت ذخیره قانونی، بر منابع در دسترس بانک اثر گذاشته و باعث ایجاد محدودیت در عرضه اعتبارات می‌شود. این اثر به واسطه سطح و ترکیب دارایی بانک منتقل می‌شود که ترکیب دارایی تحت تاثیر تغییرات نرخ بهره ناشی از تغییر عرضه پول است. فرض اساسی مدل مذکور این است که به راحتی نمی‌تواندسـپرده ها را با منابع دیگر همانند گواهی سـپرده یا انتشـار اوراق سـهام جایگزین نماید.

۲-۱-۲-۲- کانال شتاب‌دهنده مالی یا کانال ترازنامه

کانال ترازنامه یا شـــتاب دهنده مالی بر اثر بالقوه ســـیاســـت پولی بر وضـــعیت مالی وام‌گیرندگان و ثروت خالص آنها متمرکز می شود. (Mishkin F. S., Symposium on the Monetary Transmission Mechanism, 1995). یعنی این کـانـال بـه طور مســـتقیم با موقعیت مـالی قرض‌گیرنـده ارتبـاط پیـدا می کنـد. بـه بیـان دیگر بر طبق اثر ترازنامه‌ای، هر اندازه قدرت مالی قرض گیرنده بیشـتر باشـد، به همان اندازه صـرف تامین

مالی برون‌زا برای وی کمتر خواهد بود. سیاست پولی بر اساس رویکرد ترازنامه‌ای نه فقط بر نرخ های بهره اثرگذار است که به صورت مستقیم بر موقعیت مالی قرض گیرندگان تاثیرگذار می‌باشد. یک سیاست پولی انقباضی، قرض‌گیرندگان را از منظر کانال ترازنامه‌ای از دو جهت ضعیف تر می نماید (Khosravi, A., & Safari, H. 2023).

نخست، از آنجا که اغلب قرض گیرندگان دارای بدهی های کوتاه مدت یا بدهی‌های با نرخ‌های شناور هستند افزایش نرخ های بهره که در نتیجه سیاست پولی انقباضی رخ می‌دهد، مستقیماً هزینه‌های بهره‌ای آنها را افزایش می دهد و بنابراین جریان های نقدی انتظاری کاهش پیدا نموده و خالص ثروت آنها کاهش می یابد. بدین ترتیب موقعیت مالی آنها ضعیف تر می‌گردد. دوم، افزایش نرخ های بهره به عنوان اثر مستقیم سیاست پولی انقباضی با کاهش ارزش دارایی‌های نقد شونده بنگاه‌ها همراه است.

بنابراین کانال شتاب‌دهنده مالی بر توان مالی وام گیرندگان و وام دهندگان متمرکز است. بر اساس این الگو، توان مالی این دو دسته بر ریسک ورشکستگی و افزایش شکنندگی مالی تاثیر می‌گذارد. ریسک ورشکستگی به نوبه خود در هزینه اعتبارات و حجم کل اعتبارات تأثیر می گذارد، از این رو تغییرات ناچیز خرد اقتصادی در ترازنامه بنگاه، خانوار و یا بانک‌ها می‌تواند تاثیر قابل ملاحظه‌ای در کارکرد اقتصاد کلان داشته باشد.

برنانکه و گرتلر (۱۹۸۹) در توجیه نقش توان مالی در تأمین اعتبارات و به طور کلی در سطح کارکرد نظام تامین مالی، به هزینه‌های معاملات مالی وام گیرندگان و وام دهندگان اشاره می کنند و این هزینه‌ها را به اصطلاح هزینه واسطه‌گری مالی[6] نام گذاری می کنند. از نظر وام گیرندگان، نرخ بهره بخشی از هزینه واسطه‌گری مالی محسوب می‌شود. هزینه تهیه اطلاعات نیز عامل مهمی در معاملات مالی محسوب می‌شود.

دیدگاه برنانکه و گرتلر (۱۹۸۷، ۱۹۸۹) به طور کلی بیان می کند که هزینه واسطه‌گری مالی و تامین مالی در اقتصاد کلان به توان مالی وام دهندگان و وام گیرندگان بستگی دارد. بسیاری از تحلیلگران مالی در تعیین توان مالی و ریسک نکول وام گیرندگان و تبیین شایستگی اعتباری آنان به میزان بدهی آنان توجه می نمایند. باید توجه کرد که حتی اگر میزان بدهی وام گیرنده بالا باشد، وی می تواند چنانچه دارایی کافی برای وثیقه گذاری داشته باشد اقدام به اخذ وام و اعتبار نماید. از این رو، عامل اصلی تعیین ریسک

[6] Cost of Credit Intermediation

نکول و توان مالی وام‌گیرنده، ارزش خالص بنگاه یعنی کل دارایی ها منهای کل بدهی‌ها است. از سوی دیگر، گردش وجوه نقد نیز عامل مهمی در تعیین توان مالی و ریسک نکول وام‌گیرندگان است.

برای فهم چگونگی تاثیر تغییر در ارزش خالص در هزینه‌های واسطه‌گری و تشدید چرخه های تجاری، حالتی فرض می شود که طی آن رکود به وجود آید و فروش بنگاه‌ها کاهش پیدا کند. این امر منجر به کاهش خالص ارزش آنها می شود و ریسک ورشکستگی شان افزایش می‌یابد. این مسئله هزینه دریافت اعتبارات آتی را توسط وام دهندگان افزایش می‌دهد. زیرا در چنین شرایطی، وام دهندگان یا نرخ بهره بیشتر را طلب می‌کنند و یا خواستار دریافت اطلاعات بیشتر، کنترل بیشتر، وثایق بیشتر و همچنین مانده جبرانی بیشتر خواهند شد که به طور کلی بیان‌کننده افزایش هزینه‌های واسطه‌گری مالی و بروز اصطکاک مالی خواهد بود (Anvari et al., 2024).

از این رو، برخی از عاملان قادر به دریافت اعتبارات جدید نخواهد شد و این مسئله دقیقا زمانی اتفاق می‌افتد که خانوارها و بنگاه‌ها بیش از هر زمان دیگر به اخذ اعتبارات نیازمند خواهند بود. به این ترتیب، کاهش اعتبارات منجر به کاهش تقاضا برای سرمایه گذاری و مصرف می شود و سبب افزایش سرعت و ابعاد رکود اقتصادی می گردد. فرآیند مذکور طرف معاملات مالی را نیز در بر می‌گیرد. آمادگی وام دهنده برای توسعه اعتبارات، نه تنها به توان مالی وام‌گیرنده بلکه به توان مالی وام دهنده نیز بستگی دارد. زمانی که رکود اتفاق می‌افتد، به دلیل افزایش نرخ قصور و نکول در بازپرداخت وام، ارزش خالص بانک ها، کاهش پیدا می کند و بانک‌ها بخشی از سرمایه خود را از دست می دهند. این امر بانک‌ها را مجبور می سازد تا دارایی‌های کم ریسک‌تری یعنی وجوه نقد نگهداری نمایند و در صورتی که بانک‌ها اقدام به پرداخت وام های جدید نمایند مجبور به افزایش نرخ های بهره خواهند شد که به معنای افزایش هزینه‌های واسطه‌گری مالی و بروز اصطکاک مالی خواهد بود (nap, 2011)

۳- پیشینه تحقیق

کریستیانو و همکاران (۱۹۹۶) در آمریکا از تکانه وارد شده به نرخ وجوه فدرال و تکانه وارده به ذخایر وام گرفته نشده به عنوان معیارهای تکانه سیاست پولی استفاده کرده‌اند و با

استفاده از مدل VAR به این نتیجه رسیده‌اند که به دنبال تکانه سیاست پولی انقباضی خالص بدهی مالی[7] (بدهی مالی – دارایی مالی) توسط بخش تجاری برای تقریبا یک‌سال شروع به افزایش و پس از آن، با رکود اقتصادی ناشی از تکانه سیاستی، خالص بدهی مالی این بخش شروع به کاهش می‌کند. این حرکت منعکس کننده افزایش در بدهی‌های مالی کوتاه مدت بخش تجاری که بیشتر مربوط به شرکتها و بنگاه های بزرگ تجاری می‌شود و افزایش در دارایی های مالی این بخش است و افزایش بدهی های مالی بیشتر از افزایش دارایی های مالی است. برای بخش خانوار بالعکس بخش تجاری خالص بدهی مالی برای چند فصل بدون تغییر باقی می ماند که نشان دهنده کاهش تملک دارایی های مالی و صدور بدهی‌های مالی به میزان تقریبا برابر در این بخش است. افزایش خالص بدهی مالی توسط شرکت‌ها پس از تکانه سیاست انقباضی هم‌زمان با کاهش موقتی در خالص بدهی مالی توسط دولت است (Christiano, Eichenbaum, & Evan, 1996).

در ایتالیا بنکی و کلومبا (۲۰۰۸)، بر خلاف مطالعه کریستیانو و همکاران که در نتایج خود با برخی ابهامات در مورد بخش مالی و دولتی روبه رو شده بودند، نتایج سازگار با ادبیات موجود را با استفاده از مدل VARساختاری به دست می‌آورند. بخش بنگاه‌های غیرمالی، دارایی‌ها و بدهی‌های مالی جدید را تا یک سال پس از تکانه کاهش می‌دهند و در نهایت خالص بدهی مالی در این بخش افزایش کمی را تجربه می‌کند. بر خلاف مطالعه کریستیانو و همکاران (۱۹۹۶)، هیچ مدرک محکمی به نفع اصطکاک های مالی وجود ندارد که مانع شرکت‌ها در تعدیل هزینه های اسمی آنها شود. بخش خانوار بدهی های کوتاه مدت خود را در فصل اول پس از تکانه افزایش می‌دهد، دارایی‌ها نقد و سهام خود را کاهش و میزان اوراق بهادار سبد خود را افزایش می‌دهد و در نتیجه خالص بدهی مالی توسط این بخش بر خلاف مطالعه قبلی کاهش می‌یابد. بخش دولتی تا تقریباً ۲ سال پس از تکانه، استقراض خالص را افزایش می‌دهد (به عبارت دیگر، کسری بودجه عمومی افزایش می‌یابد). شرکت‌های مالی وجوه وام گرفته شده را تا سه فصل کاهش می‌دهند، در حالی که در همین دوره، بخش خارجی میزان وجوه وام گرفته شده را افزایش می‌دهد (یعنی وضعیت خارجی خالص ایتالیا بهبود می‌یابد). نتایج مربوط به بخش دولتی و مالی نیز بر خلاف مطالعه کریستیانو و همکاران (۱۹۹۶) است ولی نتایج بخش خارجی با آن

[7] Net Fund Raised = Financial liabilities - Financial assets

سازگار است. (Bonci & Columba, Monetary policy effects: new evidence from the Italian flow-of-funds, 2008)

در پرتغال سوسا و همکاران (۲۰۱۰) به این نتیجه می‌رسند که در صورت تکانه انقباضی، شرکت‌های غیر مالی و خانوارها در ابتدا خالص بدهی مالی را افزایش می‌دهند. در مورد شرکتهای غیر مالی این نشان دهنده آن است که هر دو طرف دارایی ها و بدهی‌های مالی ، افزایش می‌یابد اما طرف بدهی افزایش بیشتری می‌یابد.این نتیجه همچنین برای ایالات متحده یافت می شود و به وجود درجه ای از اصطکاک اشاره دارد که مانع از تعدیل سریع هزینه های شرکت ها پس از تکانه می شود. به ویژه ، این ممکن است منعکس کننده محدودیت هایی باشد که توسط قراردادهای موجود اعمال می شود که مانع از تنظیم سریع سطح موجودی‌ها به سطح پایین تر از تقاضا می شود و آنها را مجبور می کند تا به امور مالی خارجی متوسل شوند.

خالص بدهی مالی توسط خانوارها افزایش می یابد و این نشان دهنده کاهش در کسب دارایی های مالی است که از کاهش بدهی ها فراتر می رود. این مسئله احتمالاً با رفتار یکنواخت مصرف مرتبط است. رفتار خانوارها در پرتغال از نظر کیفی شبیه به آنچه در منطقه یورو اتفاق می‌افتد می‌باشد، در حالی که برای ایالات متحده شواهد نشان دهنده تأثیر اندک یا تأثیر غیرمعنی‌دار تکانه سیاست پولی در معاملات مالی خانوارها است. (Gameiro & Sousa, 2010)

در منطقه یورو بنکی (۲۰۱۲) مشاهده نمود که با وقوع تکانه سیاست پولی انقباضی کسری بودجه دولت افزایش می‌یابد؛ شرکت ها تقاضای خود برای وام های بانکی را کاهش داده و بخشی از آنها را با وام های بین شرکتی جایگزین کرده و نقدینگی خود را افزایش می‌دهند تا کاهش درآمدهای مربوط به رکود فعالیت‌های اقتصادی را جبران نمایند. خانوارها خالص استقراض را کاهش داده و پس انداز احتیاطی را در کوتاه مدت افزایش می‌دهند. با افزایش نرخ بهره ، بانک‌ها کاهش کوتاه مدت رشد اعتبارات را تجربه می‌کنند. (Bonci, 2012)

در هند بانک مرکزی هند (۲۰۱٦) در گزارش توصیفی از حساب جریان وجوه خود به این نتیجه رسیده است که شکاف منابع مالی اقتصاد در سالهای ۱۵-۲۰۱٤ در محیطی که

با ادغام مالی مداوم، کاهش قیمت جهانی کالاها و تعدیل در شکل گیری خالص سرمایه مشخص می شود، کاهش یافته است. (RBI, 2016)

نارایان و همکاران (۲۰۱۷) هم در مطالعه خود مشاهده می‌کنند که بخش دولتی بزرگترین کسری خالص مالی و خانوارها بزرگترین مازاد خالص مالی را دارا می‌باشند. علی رغم توسعه بازارهای سرمایه ، شرکتهای خصوصی تجاری به وامهای بانکی بیشتر اعتماد می کنند تا ابزار بدهی و عکس این امر برای بخش دولتی صادق است. خانوارها در طول دوره تقریباً پرتفوی خود را حفظ کرده اند. آزادسازی و جهانی سازی مالی در هند که از دهه ۱۹۹۰ آغاز شد منجر به تصویری متفاوت از گذشته. شد. بخش خارجی ، دومین بخش دارای مازاد خالص مالی در اقتصاد هند است. (Narayan, Jayadev, & Mason, 2017)

نتایج مطالعات فوق الذکر در **جدول ۱** خلاصه شده‌اند.

جدول ۱. خلاصه مطالعات خارجی در زمینه تاثیر تکانه پولی انقباضی بر جریان وجوه خانوارها و بنگاه های غیرمالی
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 1. Summary of International Studies on the Impact of Contractionary Monetary Shocks on Household and Non-Financial Firm Cash Flows
Source: Research Findings

	آمریکا کریستیانو و همکاران (۱۹۹۶) دوره: ۱۹۹۲-۱۹۶۱	ایتالیا بنکی و کلومبا (۲۰۰۸) دوره:۲۰۰۲-۱۹۸۰	پرتغال سوسا (۲۰۱۰) دوره: ۲۰۰۹-۱۹۹۸	منطقه یورو بنکی (۲۰۱۲) دوره: ۲۰۰۹-۱۹۹۱
	واکنش	واکنش	واکنش	واکنش
بنگاه های غیرمالی				
بدهی های مالی	افزایش	کاهش	افزایش	افزایش
دارایی های مالی	افزایش	کاهش	افزایش	افزایش
خالص بدهی مالی	افزایش	افزایش کم	افزایش	افزایش
خانوارها				
بدهی های مالی	تغییر کم	کاهش	کاهش	کاهش
دارایی های مالی	عدم معنی داری	افزایش	کاهش	کاهش
خالص بدهی مالی	بدون تغییر	کاهش	افزایش	افزایش

تقوی و لطفی (۱۳۸۵)، در مطالعه خودبا استفاده از مدل مبتنی بر کار تجربی کاشیاپ و استین (۱۹۹۵) به بررسی کارکرد کانال اعتباری و تاثیر سیاست های پولی بر حجم سپرده‌ها، اعتبارات اعطایی و نقدینگی بانک ها پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می دهد که شاخص سیاست پولي(نرخ سپرده قانوني) تأثير منفي اما بسيار ناچيزي بر نرخ رشد حجم سپرده بانك ها و مانده تسهيلات اعطايي آنها مي گذارد .بنابراين وجود كانال اعتباري سياست پولي در ايران تأييد مي شود، اما از آنجا كه اين اثر بسيار ناچيز است، عملاً كارايي سياست پولي و كاركرد كانال اعتباري از اعتبار ساقط می شود. (Taghavi & Lotfi, 2016)

قلی بگلو (۱۳۹۰) در مطالعه خود عملکرد ابزار سیاست پولی نسبت ذخیره قانونی و اثرات ترازنامه ای آن را بر اساس اطلاعات صورت‌های مالی شبکه بانکی کشور در یک الگوی سیستمی ساختاری مورد ارزیابی قرار داد. بر خلاف مطالعه تقوی و لطفی (۱۳۸۵)، ردیابی اثرات ترازنامه ای سیاست پولی (افزایش ۳ واحد درصد در نسبت ذخیره قانونی) از کانال اعتباری بر اساس روابط رفتاری در سناریوهای مختلف نشان می‌دهد که اقلام عمده ترازنامه شبکه بانکی در سمت دارایی و بدهی کاهش یافته و در مقابل مانده حساب سود و زیان افزایش می‌یابد. (gholibegloo, 2011)

شاه حسینی و بهرامی (۱۳۹۵)، در مقاله خود با عنوان «نوسانات اقتصاد کلان و سازوکار انتقال پولی در ایران» با بکارگیری مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نئوکینزینی با مدل سازی بخش بانکی، نوسانات اقتصاد کلان و کانال انتقال پولي در اقتصاد ايران را ارزيابي كرده اند. نتايج حاصل از تحقيق نشان مي‌دهد ورود بخش بانكي در مدل DSGE ، ارزيابي نوسانات اقتصاد كلان را بهبود ميبخشد. همچنين نتايج حاصل از شبيه سازي نشان مي دهد حركت متغيرهاي بخش بانكي همجهت با ادوار تجاري ايران است كه امكان توضيح نقش بانک ها به عنوان شتاب دهنده مالي و تبيين كانال انتقال پولي در اقتصاد ايران را در اين مقاله فراهم كرده است. (Shahhosseini & Bahrami, 2016)

خلیل زاده و همکاران (۱۳۹٦)، در مطالعه خود به بررسي مسئله تأمين مالي بنگاه‌ها با تأكيد بر نقش سياست‌هاي پولي و اعتبارات بخش بانكي با رويكرد مدل تعادل عمومي پويای تصادفي در اقتصاد ايران با بسط مدلهای اقتصادی موجود و بومي سازی مدلهای مبتني بر واقعيت های اقتصادی پرداختند. برای این کار از داده‌های واقعي سرانه

فصلي مربوط به دوره 1374 تا 1393 و تعديل فصلي شده كه به كمک فيلترينگ هدريک-پروسكات روند زدايي گرديده اند استفاده و برای استخراج مقادير پارامترهای مدل نيز از روش كاليبراسيون بهره گيری نمودند و به اين نتيجه رسيدند كه هرگونه تكانه مثبت در مخارج دولت مي تواند از طريق افزايش در درآمد خانوار ميزان پس انداز و به تبع آن سپرده های خانوار را افزايش و عرضه تسهيلات بانكي را توسعه دهد. نهايتا بروز هرگونه تكانه درآمدی مثبت برای دولت از طريق ايجاد مازاد بودجه دولت و افزايش حجم نقدينگي و افزايش حجم منابع مالي در اختيار بانک ها منجر به افزايش عرضه تسهيلات گرديده و با افزايش سرمايه در طرف عرضه اقتصاد منجر به افزايش توليد مي گردد. (Faizi, 2020 & ,Heydari, Khalilzadeh)

سرگلزايی و همكاران (۱۳۹۷)، در مطالعه خود در دو بخش مجزا به بررسی اثرات سياست پولی بر روی متغيرهای حقيقی با استفاده از مدل DSGE از طريق كانال اعتباری وكانال ترازنامه پرداخته اند .از اطلاعات مربوط به متغيرهای كلان اقتصادی ايران برای دوره ۱۳۹۶-۱۳٦۹ استفاده شده است. نتايج اين پژوهش نشان می دهد با بروز تكانه پولی انقباضی در اقتصاد، كليه فعاليت های توليدی بنگاه ها كاهش يافته و اين امر سبب كاهش درآمد خانوارها شده كه در پی آن پس انداز خانوارها در قالب سپرده بانكی كاهش می يابد .از آنجا كه مهم ترين منبع تامين مالی بانک ها سپرده ها می باشند توان بانک برای عرضه وام كاهش می يابد. به علاوه با بروز تكانه منفی و كاهش سودآوری بنگاه ها و همچنين وجود اصطكاک های موجود به دليل عدم تقارن اطلاعات (انتخاب ناسازگار، مخاطره اخلاقی و...) بانک ها با افزايش احتمال عدم بازپرداخت وام توسط بنگاه ها مواجه خواهند بود و اين يعنی كاهش منابع مالی برای عرضه تسهيلات آتی. (Sargolzayie, Rafiei Shamsabadi, Haji, & Fakhr Hosseini, 2018)

در مجموع با توجه به نتايج مطالعات صورت گرفته مشاهده می‌شود كه اثر تكانه‌های پولی بر تغييرات دارايی ها و بدهی های مالی بخش های مختلف نهادی متفاوت است و بررسی اثر تكانه های پولی بر حساب جريان وجوه می تواند بينش جديدی را در مورد تصميمات مالی بخش های اقتصادی در مكانيزم انتقال سياستهای پولی ايجاد می كند.

٤- داده ها

با توجه به هدف پژوهش که بررسی تاثیر تکانه پولی بر حساب جریان وجوه است برای داده های حساب جریان وجوه (شامل ٤٣ متغیر) از داده های سالانه مربوط به این حساب که برای تمام بخش های نهادی در فاصله سال های ۱۳۵۲ تا ۱۳۹٦ توسط دایره جریان وجوه بانک مرکزی تهیه شده، استفاده می شود. همچنین اطلاعات مربوط به متغیرهای کلان (شامل ۲۳ متغیر) از سایت بانک مرکزی و وزارت اقتصاد برای همین دوره زمانی جمع‌آوری شده است. علت انتخاب دوره زمانی به این دلیل است که داده‌های حساب جریان وجوه در ایران به صورت پیوسته منتشر نمی‌شود و هرچند سال یکبار بروزرسانی می‌شوند. آخرین بروزرسانی این داده‌ها مربوط به خرداد ۱۳۹۹ است که داده‌های سال‌های ۱۳۹٦-۱۳۵۱ را دربر می‌گیرد.

٥- روش پژوهش

یکی از اصلی‌ترین نقاط ضعف مدل‌های VAR این است که نمی‌توان تعداد زیادی از متغیرها را در آن به‌کار گرفت، چرا که افزایش تعداد متغیرها در این الگو به سرعت از درجه آزادی آن می‌کاهد، زیرا در هر معادله متغیر وابسته بر روی وقفه خودش و وقفه‌های سایر متغیرها برآورد می شود و لذا امکان به کارگیری تعداد زیادی از متغیرها در این الگو وجود ندارد.(BBernanke, Boivin, & Eliasz, 2005) تعداد کم متغیرها در الگوی VAR پژوهش گر را به سمت گرینش از بین متغیرهای مختلف سوق می دهد که پیامد آن، استفاده ناکارآمد از اطلاعات موجود در آمارهای اقتصادی است.این فرایند از راه تکامل و توسعه مدل های سنتی VAR و با استفاده از یک یا چند عامل که اطلاعات متغیرهای سری زمانی متعددی را به طور بهینه در خود جای داده اند و معرفی مدل خود رگرسیونی برداری عامل افزوده FAVAR که توسط برنانکه و همکاران (۲۰۰۵)ارائه گردیده، امکان پذیر شده است.

فرض کنید که Y_t با ابعاد M×1 و X_t با ابعاد N*1دو بردار از متغیرهای اقتصادی هستند و t =1,2,3,...T نیز نشان‌گر بعد زمان است.در واقع Y_t عبارت از متغیرهای برون‌زايي هستند که توسط سیاست‌گذاران اقتصادی کنترل مي‌شوند و یا در بیرون از

اقتصاد تعیین مي‌شوند و Xt نیز یک مجموعه بزرگي از داده‌های اقتصادی مربوط به سایر متغیرهای اقتصادی است.

فرض می‌شود که برخي از عوامل یا نیروهای بنیادی غیرقابل مشاهده وجود دارند که بر پویایي‌های Xt در طول زمان تاثیر مي‌گذارند. اگر این عوامل را به صورت بردار Ft که دارای ابعاد K×1 است نمایش دهیم، در این صورت با پیروی از برنانکه و همکاران (۲۰۰۵)، مي‌توان پویایي مشترک Ft و Yt را در قالب معادله گذار به صورت معادله(۱) بیان کرد:

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \emptyset^*(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \gamma_t \qquad (۱)$$

که در آن L عبارت است از عملگر وقفه، $\emptyset^*(L)$ عبارت است از چندجمله‌ای وقفه۸ و γ_t عبارت است از جمله اخلال با میانگین صفر و ماتریس واریانس-کواریانس Q. می‌توان معادله (۱) را به صورت معادله (۲) نیز نوشت:

$$\emptyset(L) \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \gamma_t \qquad (۲)$$

که در آن

$$L = I - \emptyset_1 L - \cdots \emptyset_P L^P \quad \emptyset^*(L) = I - \emptyset(L) \qquad (۳)$$

چندجمله‌ای وقفه از درجه P بوده و $\emptyset_i$ ها عبارتند از ماتریس ضرایب الگو. با توجه به استفاده از F_tها به عنوان عوامل غیرقابل مشاهده، برنانکه و همکاران (۲۰۰۵) معادله (۱) را یک الگوی خودرگرسیوني برداری عاملي تعمیم یافته (FAVAR) مي‌نامند. Ftها که غیرقابل مشاهده هستند را مي‌توان به عنوان نیروهای پیشران اقتصاد[9] تفسیر

[8] Lag Operator

[9] Driving Forces of the Economy

کرد. در عین حال بین Ft ، Xt و Yt رابطه (٤(برقرار است که به آن الگوی عوامل پویا[10] گفته مي‌شود:

$$X_t = \Lambda^f F_t + \Lambda^y Y_t + e_t \qquad (۴)$$

که در آن ماتریس Λ^f با N سطر و K ستون ضرایب عوامل بوده، ماتریس Λ^y با N سطر و M ستون ارتباط مستقیم بین متغیرهای برون‌زا و متغیرهای Xt را نشان مي‌دهد و در نهایتe_t برداری N سطری از اجزای خطا است که میانگین صفر داشته و مي‌تواند همبستگي‌های زماني و مقطعي محدودی نیز داشته باشد. با توجه به اینکه K+M <<N مي‌باشد (به این معنا که تعداد متغیرهای بردار Xt به اندازه کافي بزرگ هستند)، لذا در این صورت در مقایسه با مدل مرسوم VAR اطلاعات بیشتری از طریق Ft ها به الگوی FAVAR منتقل مي‌شود، ضمن اینکه مي‌توان توابع ضربه - پاسخ را نیز برای تمامي متغیرهای بردارXt محاسبه کرد. در ادامه متغیرهای بردار Yt، Xt و Ft را مورد بررسی قرار می‌دهیم.

در این مطالعه بردارYt شامل متغیر نسبت ذخیره قانونی است که به صورت برون‌زا در نظر گرفته می‌شود. درحوزه سیاستگذاري پولي نسبت ذخیره قانوني از جمله ابزارهاي غیرمستقیم پولي است که به صورت دستوري از سوي مقامات پولی به نظام بانکی ابلاغ می شود. از این رو این متغیر به صورت برون‌زا وارد مدل شده است.

بردار Xt شامل ٦٦ متغیر کلان اقتصادی و مالی از دارایی‌ها و بدهی‌های بخش‌های مختلف نهادی است. **(پیوست ۱)** بخش های حساب جریان وجوه عبارتند از خانوارو سایر موسسات، موسسات مالی، غیرمالی عمومی و خارجی. هر کدام از این بخش‌ها زیربخش هایی دارند که در این پژوهش داده‌ها[11] و اطلاعات تمام زیربخش های نهادی شامل زیربخش های خانوارها، بنگاه های غیرمالی، دولت، شرکت‌های دولتی، نفت

[10] Dynamic Factor Model

[11] داده‌های حساب جریان وجوه جاری هستند و برای حقیقی کردن آن‌ها از شاخص قیمت مصرف کننده (*CPI*) به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ استفاده شده است. همچنین تمام متغیرهای کلان اقتصادی به صورت حقیقی وارد مدل شده اند.

وگاز، بانک مرکزی، بانک‌های دولتی و خصوصی، بیمه‌ها و دنیای خارج در بردار Xt وارد شده است. (٤٣ متغیر).همچنین جهت تکمیل مجموعه داده‌ها و در نظر گرفتن ابعاد اقتصاد کلان در مدل، متغیرهای کلان اقتصادی از جمله نرخ تورم، نرخ ارز، ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی و ... در بردار Xt وارد شده است. (۲۰ متغیر)

در مورد بردارFt ، به دلیل این که Ft قابل مشاهده نیست لذا برآورد معادله (۱) به طور مستقیم غیرممکن است. دو روش برای برآورد مدل FAVAR در ادبیات اقتصادی مطرح شده است. روش اول یک رویکرد ناپارامتریک[۱۲] دو مرحله‌ای تحلیل عامل اصلی [۱۳] (PCA)و رویکرد دوم رویکرد درستنمایی بیزین تک مرحله ای براساس نمونه گیری گیبس [۱٤] است. برنانکه و همکاران(۲۰۰۵) نشان می‌دهند که به طور کلی نتایج بدست آمده از هردو روش تخمین مشابه بوده است، لذا در این تحقیق صرفا از روش اول یعنی روش تحلیل عامل اصلی برای برآورد مدل استفاده می‌شود.

تحلیل عامل اصلی یکی از انواع روش های تحلیل داده های چند متغیره است که برای ترکیب متغیرهای با همبستگی بالا به کار می رود و هدف اصلی آن تقلیل بعد مساله مورد مطالعه است. برای استفاده از تحلیل عامل اصلی می توان تعداد زیادی متغیر توضیحی(متغیر مستقل)همبسته را با تعداد محدودی متغیر توضیحی جدید که مولفه های اصلی نامیده می شوند و ناهمبسته اند، جایگزین نمود. بدین ترتیب نه تنها بعد مساله تقلیل می‌یابد بلکه مساله چند همخطی نیز پیش نمی آید. در روش تحلیل مولفه‌های اصلی، مولفه ها(عامل ها) به صورت ترکیب خطی از متغیرهای اصلی محاسبه می‌شوند. (Sadeghi, Ebrahimi, & Beheshti, 2017)

در روش دو مرحله‌ای مي‌توان ماتریس‌های ۸ و همچنین Ft ها را با استفاده از تکنیک تجزیه و تحلیل مولفه‌های اصلي[۱۵](PC) برآورد کرد. به این معنا که با استفاده از

---

[۱۲] در رگرسیون پارامتری نوع ارتباط بین متغیرهای وابسته و مستقل شناخته شده است. در این روش نوعا بک تعداد کم از پارامترها وجود دارد و هدف اصلی رگرسیون برآورد مقادیر پارامتری می‌باشد. اما تحلیل رگرسیون ناپارامتری، رگرسیون بدون فرض خطی می‌باشد. هدف رگرسیون ناپارامتری پهنه وسیعی از هموارسازی می‌باشد که ارتباط بین دو متغیر در نمونه پراکنش، تحلیل رگرسیون چندگانه و مدل‌های رگرسیون کلی را در بردارد.

[13] Principal Component Analysis

[14] Gibbs Sampling

[15] Principal Component Analysis

تکنیک PC، از ماتریس Xt بردارهای مولفه‌های اصلي آن استخراج مي‌شود. از بین این مولفه‌های اصلي تعداد K مولفه متناظر با K مقدار ویژه ماتریس Xt که از بزرگ به کوچک مرتب شده‌اند انتخاب مي‌شود. درواقع بردارهای Fit متناظر با K مقدار ویژه که بزرگتر از سایر مقادیر ویژه هستند استخراج مي‌شود. باید توجه کرد که برای اینکه ماتریس F و نیز Λ متناظر با آن قابل تشخیص باشند، باید قید I = Λ′Λ به سیستم تحمیل شود. روش تخمین PC این قابلیت را دارد و در نتیجه آن با استفاده ازتخمین Λ مي‌توان ماتریس عوامل را به صورت $\widehat{F_t} = \widehat{\Lambda} Xt$ برآورد کرد. (Heydari H. , 2018)

پس از برآورد $\widehat{F_t}$ مي‌توان از آن برای برآورد معادله (۱(استفاده کرد. درواقع معادله (۱) یک معادله استاندارد VAR نامقید است که مي‌توان آن را با استفاده از روشهای معمول حداکثر درستنمایي یا حداقل مربعات معمولي برآورد نمود.

۵-۲- توابع ضربه پاسخ

هدف نهایي از برآورد الگوی FAVAR محاسبه و تحلیل توابع ضربه پاسخ[16]یا توابع واکنش برای تعداد زیاد متغیرهای موجود در بردار Xt است. برای محاسبه توابع واکنش، ابتدا باید توابع واکنش ناشي از تکانه های ساختاری در معادله (۱) استخراج شوند. بدین منظور اگر B ماتریس قیدهای ساختاری باشد که برای تشخیص تکانه های ساختاریε_t از تکانه های ϑ_tبه کار گرفته شود، در این صورت شکل تخمین زده شده معادله (۲) با استفاده از قیدهای ساختاری به صورت معادله (۵)خواهد بود:

$$\widehat{\Psi}(L)\begin{bmatrix}\widehat{F_t}\\ Y_t\end{bmatrix} = \varepsilon_t \quad , \varepsilon_t = B\nu_t \quad , \widehat{\Psi}(L) = B\widehat{\Phi}(L) \qquad (۵)$$

در این صورت مي‌توان توابع واکنش ناشي از تکانه های ساختاری به معادله FAVARرا به صورت معادله (٦(نوشت:

[16] Impulse Response Function

$$\begin{bmatrix}\hat{F}_t\\ Y_t\end{bmatrix} = \hat{\delta}(L)\varepsilon_t \quad , \quad \hat{\delta}(L) = \widehat{\Psi}(L)^{-1} \qquad (۶)$$

در این صورت با توجه به معادله (۲) می‌توان واکنش متغیرهای بردار Xt به تکانه های ساختاری را به صورت معادله (۷) تصریح نمود:

$$X_t^{IRF} = \left[\widehat{\Lambda^f}\ ,\ \widehat{\Lambda^y}\right]\begin{bmatrix}\hat{F}_t\\ Y_t\end{bmatrix} = \left[\widehat{\Lambda^f}\ ,\ \widehat{\Lambda^y}\right]\hat{\delta}(L)\varepsilon_t \qquad (۷)$$

به طور معمول براي ساخت فواصل اطمینان توابع کنش-واکنش در مدل از بوت استرپینگ (کیلیان و لوتکپل ۲۰۱۷) استفاده شده است (Lutkepohl, 2017 & Killian) و به کمک آن، معنی داری پاسخ به یک تکانه را در حالی که سایر تکانه‌ها ثابت هستند، ارزیابی می‌کنیم.

۵-۳- برآورد الگوی FAVAR و نتایج تخمین

قبل از برآورد الگو و تصریح توابع واکنش لازم است آزمون‌های کنترلی و تشخیصی مربوط به مدل FAVAR از قبیل آزمون تعیین تعداد عوامل غیرقابل مشاهده (با استفاده ازمعیارهای قدرت توضیح‌دهندگی و بای وانجی (۲۰۰۲) ، ۵ عامل انتخاب شده است)، تعداد وقفه بهینه (با استفاده از معیار اطلاعات شوارتز، طول وقفه بهینه برابر با ۱ انتخاب شده است.)، آزمون خودهمبستگی و نرمال بودن پسماندهای الگو انجام شود.

یکی از مزیت‌های الگوی FAVAR این است که امکان برآورد توابع واکنش علاوه بر عوامل، برای تمامی متغیرهای بردار نیز وجود دارد. در ادامه به بررسی توابع واکنش دارایی‌ها و بدهی های بخش های مختلف نهادی و مهم ترین اقلام مالی و غیرمالی بخش خصوصی و برخی متغیرهای کلان در اثر تکانه پولی انقباضی می‌پردازیم.

٦- تحلیل نتایج تخمین مدل

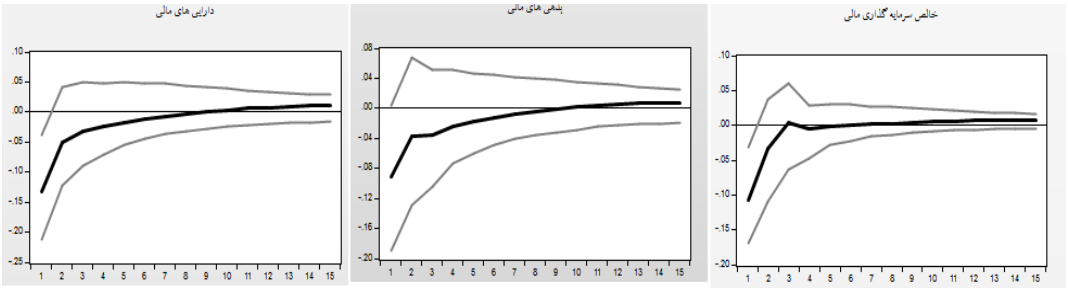
٦-١- واکنش دارایی ها و بدهی های مالی و خالص سرمایه گذاری مالی بخش خانوار به تکانه پولی انقباضی

نمودار ١، توابع عکس العمل دارایی‌ها و بدهی‌های مالی بخش خانوار به تکانه مثبت نسبت ذخیره قانونی به اندازه یک انحراف معیار را نشـــان می‌دهد. خطوط خاکســـتری فواصـــل اطمینان ٩٠ درصد و خطوط مشکی نشان‌دهنده اندازه متوسط واکنش هستند. همان‌طور که مشاهده می‌شود تکانه افزایش نسبت ذخیره قانونی، اثر منفی معنی دار بر دارایی‌های مـالی و اثر منفی غیرمعنی دار بر بـدهی‌هـای مـالی بخش خـانوار در ســـال اول دارد. دارایی‌های مالی پس از چهار سال و بدهی های مالی پس از پنج سال به روند تعادلی خود بر می گردند. کاهش هر دو طرف دارایی های مالی و بدهی های مالی به طور کامل یکدیگر را خنثی نمی‌کنند و با کاهش بیشـــتر دارایی های مـالی این بخش نســـبت بـه کـاهش بدهی‌های مالی آن، خالص سرمایه‌گذاری مالی بخش خانوار به دنبال تکانه پولی انقباضـی کاهش می‌یابد. این کاهش در سال اول معنی دار است و پس از دو سال به سطح تعادلی خود بر می گردد.

نتایج این بخش منطبق بـا مبـانی نظری و نتایج برخی مطالعـات تجربی از قبیـل سرگلزایی و همکاران (١٣٩٧)، حیدری و همکاران (١٣٩٦) و شاه حسینی و بهرامی (١٣٩٥) اســـت. با بروز تکانه پولی انقباضـــی در اقتصـــاد، کلیه فعالیت‌های تولیدی بنگاه هاکاهش یافته و با کاهش درآمد خانوارها، پس‌انداز خانوارها به خصـــوص در قالب ســـپرده بانکی کاهش می‌یابد و منجر به کاهش دارایی‌های مالی این بخش می‌شـــود. بیشـــترین درصـــد دارایی های مالی خانوار را سپرده‌های بانکی تشکیل می‌دهد (٦٢درصد) و پس از آن سهام شـرکت‌ها (٢١درصـد) قرار دارد. چشـم انداز رکود و انقباض فعالیت‌های اقتصـادی به دلیل تکانه پولی انقباضی منجر به کاهش خرید سهام شرکتها توسط خانوارها می‌شود.

همچنین با افزایش نســـبت ذخیره قانونی وجوه قابل وام‌دهی بانک‌ها نزد بانک مرکزی بلوکه شده و با کاهش ضریب فزاینده از رشد حجم نقدینگی کشور کاسته می‌شود. کاهش حجم پول و به دنبال آن کاهش حجم سـپرده‌های خانوار نزد بانکها منجر به کاهش قدرت وام‌دهی بانک‌ها می‌شـود و صـدور بدهی مالی جدید توسـط بخش خانوار به دلیل کاهش عرضه وام کاهش می‌یابد.

خالص ســـرمایه گذاری مالی بخش خانوار به دنبال تکانه پولی انقباضـــی به علت کاهش بیشتر تملک دارایی های مالی جدید نسبت به کاهش صدور بدهی های مالی جدید به طور معنی داری در سال اول کاهش می‌یابد و بعد از دو سال به سطح تعادلی خود بر می گردد. این کاهش، نشـان دهنده کسـری مالی این بخش به دنبال انقباض فعالیت‌های اقتصـادی اسـت. کاهش بیشـتر دارایی های مالی خانوار نسـبت به کاهش بدهی های مالی این بخش با مبانی نظری مرتبط با مسئله یکنواخت مصرف مطابقت دارد.



نمودار ۱. واکنش بخش خانوار به تکانه پولی انقباضی
مأخذ: محاسبات پژوهش
Figure 1. Household Sector Response to a Contractionary Monetary Shock
Source: Research Calculations

٦-۲- واکنش دارایی ها و بدهی های مالی و خالص سرمایه گذاری مالی بخش بنگاه های غیرمالی به تکانه پولی انقباضی

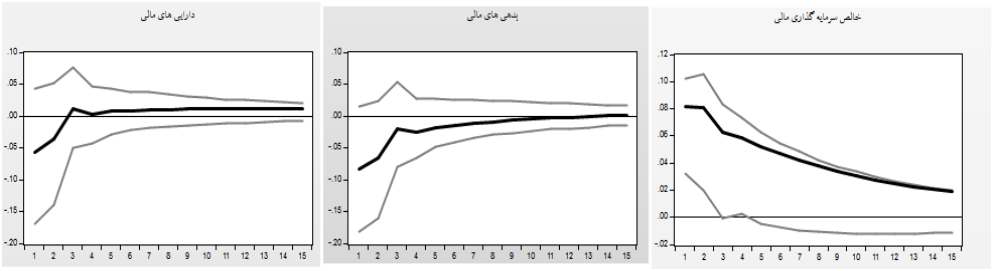
همان‌طور که در **نمودار ۲** مشـاهده می‌شـود تکانه افزایش نسـبت ذخیره قانونی، اثر منفی غیرمعنی دار بر دارایی‌ها و بدهی‌های مالی بخش بنگاه های غیرمالی در ســـال اول دارد. کاهش هر دو طرف دارایی های مالی و بدهی های مالی به طور کامل یکدیگر را خنثی نمی‌کنند و با کاهش بیشـتر بدهی های مالی این بخش نسـبت به کاهش دارایی های مالی آن، خالص ســـرمایه‌گذاری مالی بخش بنگاه‌های غیرمالی به طور معنی داری در دو ســـال

اول به دنبال تکانه پولی انقباضی افزایش می‌یابد. روند کاهش دارایی ها پس از دو سال و بدهی ها پس از سه سال به سطح تعادلی خود بر می گردد.

نتایج این بخش منطبق با مبانی نظری است. بنا بر مبانی نظری و نتایج برخی مطالعات تجربی همچون شبیر (۲۰۱۲) و روسلن و همکاران (۲۰۱۵) به دنبال تکانه پولی انقباضی و کاهش ارزش خالص شرکت‌ها و جریان نقدی آن‌ها، میزان تسهیلات دریافتی شرکت‌ها کاهش می‌یابد. دلیل این امر کاهش وضعیت اعتباری شرکت‌ها و ارزیابی ضعیف‌تر تامین‌کنندگان مالی از وضعیت مالی شرکت‌ها می‌باشد. (Shabbir, 2012)؛ (Ebrahimi, M., & Vaez, M. (2022))؛(Ruslan, Dana, & Ivana, 2015)

بنابراین سیاست پولی انقباضی از طریق کانال ترازنامه سبب کاهش جریان نقدینگی و ارزش خالص بنگاه های غیرمالی شده که این موضوع سبب تضعیف موقعیت ترازنامه‌ای آن‌ها در سمت دارایی ها و بدهی های مالی می‌گردد. سپرده بانکی و سهام بیشترین درصد دارایی‌های مالی و وام بانکی و انتشار سهام بیشترین درصد بدهی های مالی بخش بنگاه های غیرمالی را تشکیل می‌دهد. افزایش نسبت ذخیره قانونی و کاهش وجوه قابل وام‌دهی بانکها نیز در کنار تضعیف ترازنامه بنگاه‌های غیرمالی از دیگر عوامل کاهش دارایی‌ها و بدهی های مالی این بخش است. علاوه بر این با بروز تکانه منفی و کاهش سودآوری بنگاه ها و همچنین وجود اصطکاک‌های موجود به دلیل عدم تقارن اطلاعات (انتخاب ناسازگار، مخاطره اخلاقی و ....) بانک‌ها با افزایش احتمال عدم بازپرداخت وام توسط بنگاه ها مواجه خواهند بود و این یعنی منابع مالی برای عرضه تسهیلات آتی کاهش خواهد یافت.

خالص سرمایه‌گذاری مالی این بخش در سال اول افزایش معنی داری به تکانه انقباضی پولی نشان می‌دهد که کاهش بیشتر بدهی های مالی نسبت به دارایی های مالی علت این افزایش است. کاهش در انتشار بدهی جدید توسط بنگاه های غیرمالی و کاهش تملک دارایی های مالی توسط آن‌ها با دیدگاه مدل‌های استاندارد IS-LM و دیدگاه اعتبار برنانکه و گرتلر (۱۹۹۵) در مورد سازوکار انتقال سیاست پولی و همچنین مدل‌های چرخه تجاری پولی سازگار است.



نمودار ۲. واکنش بخش بنگاه های غیرمالی به تکانه پولی انقباضی
مأخذ: محاسبات پژوهش

Figure 2. Response of the Non-Financial Corporate Sector to a Contractionary Monetary Shock
Source: Research Calculations

٦-۳- واکنش دارایی ها و بدهی های مالی و خالص سرمایه گذاری مالی بخش بانکی به تکانه پولی انقباضی

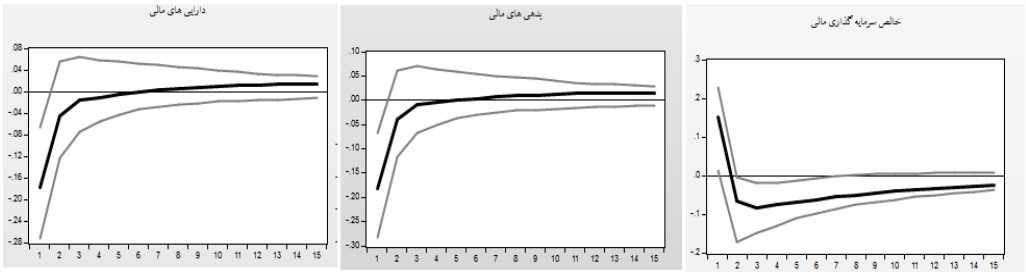
همان‌طور که در ***نمودار۳*** مشاهده می‌شود تکانه افزایش نسبت ذخیره قانونی، اثر منفی معنی داری بر دارایی‌ها و بدهی‌های مالی بخش بانکی در سال اول دارد. کاهش هر دو طرف دارایی های مالی و بدهی های مالی به طور کامل یکدیگر را خنثی نمی‌کنند و با کاهش بیشتر بدهی های مالی این بخش نسبت به کاهش دارایی های مالی آن، خالص سرمایه‌گذاری مالی بخش بانکی به طور معنی داری در سال اول به دنبال تکانه پولی انقباضی افزایش می‌یابد. در واقع با کاهش میزان دارایی ها و بدهی های مالی به دنبال تکانه پولی انقباضی، وجود سازوکار انتقالی کانال اعتباری در ایران تایید می‌شود. دارایی‌های مالی و بدهی های مالی پس از دو سال به سطح تعادلی خود بر می‌گردد. خالص سرمایه گذای مالی پس از سال اول با روند نزولی در بلندمدت شروع به کاهش می‌نماید.

نتایج این بخش منطبق با مبانی نظری است. طبق مبانی نظری تکانه افزایش نسبت ذخیره قانونی با تغییر در ضریب فزاینده پولی بر فرایند خلق اعتبار و سپرده در نظام بانکی تاثیر می‌گذارد. به این صورت که با افزایش نسبت ذخیره قانونی وجوه قابل وام‌دهی بانک‌ها نزد بانک مرکزی بلوکه شده و قدرت خلق پول توسط بانک‌ها کاهش

می‌باید. با کاهش ضریب فزاینده از رشد حجم نقدینگی کشور کاسته می‌شود که نتیجه منطقی آن انقباض ترازنامه بانک‌ها در سمت دارایی‌ها و بدهی‌های مالی خواهد بود.

نتایج این بخش با نتایج مطالعه شاکری و همکاران (۱۳۹۳)، قلی بگلو (۱۳۹۰) و تقوی و لطفی (۱۳۸۵) منطبق است. قلی‌بگلو (۱۳۹۰) در مطالعه خود مکانیزم اثرگذاری افزایش نسبت ذخیره قانونی را بر ترازنامه و حساب سودوزیان بانک‌ها در قالب چهارسناریوی تامین ذخایر قانونی از طریق کاهش مصارف بانک، اضافه برداشت از بانک مرکزی، تامین از بازار بین بانکی و ترکیبی بررسی نمود و به این نتیجه رسید که در هر چهارسناریو، افزایش نسبت ذخیره قانونی به عنوان ابزار سیاست پولی انقباضی به کاهش حجم سپرده ها و تسهیلات بانکی منجر می شود.

افزایش خالص سرمایه گذاری مالی بخش بانکی به دنبال تکانه پولی که از کاهش بیشتر بدهی های مالی نسبت به کاهش در دارایی های مالی بخش بانکی ناشی شده است نیز منطبق با نتایج مطالعه قلی بگلو (۱۳۹۰) است. وی در مطالعه خود به این نتیجه رسید که مسدودی وجوه قابل وام‌دهی شبکه بانکی و به دنبال آن کاهش چند برابری مصارف تسهیلاتی با مکانیزم ضریب فزاینده نقدینگی باعث می‌شود هزینه بدهی های مالی به ویژه سود پرداختی به سپرده‌ها بسیار بیشتر از درآمدهای حاصل از تسهیلات کاهش می یابد. در نتیجه صرفه‌جویی های هزینه ای ناشی از کاهش بار بدهی های مالی (به ویژه کاهش چند برابری منابع سپرده‌ای)، کاهش هزینه پوشش مطالبات غیرجاری و کاهش هزینه فرصت منابع مسدودی در بانک مرکزی بالاتر از کاهش درآمدهای تسهیلات اعطایی بوده، در نتیجه خالص درآمدهای واسطه‌گری افزایش می‌یابد. در واقع، سیاستگذار پولی با اتخاذ سیاست پولی انقباضی از طریق افزایش نسبت ذخایر قانونی و محدود نمودن حجم ترازنامه بانک‌ها در سمت منابع و مصارف وضعیت سودآوری بانک‌ها را بهبود بخشیده است.



نمودار۳. واکنش بخش بانکی به تکانه پولی انقباضی
مأخذ: محاسبات پژوهش

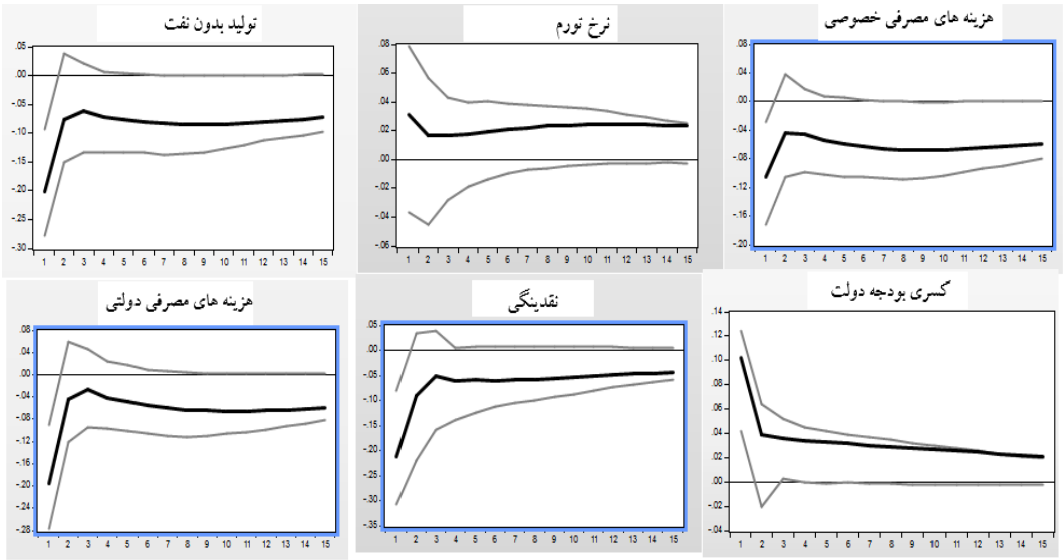
Figure 3. Response of the Banking Sector to a Contractionary Monetary Shock
Source: Research Calculations

٦-٤- واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به تکانه پولی انقباضی

توابع عکس العمل برخی از متغیرهای کلان اقتصـادی به تکانه مثبت نسـبت ذخیره قانونی به اندازه یک انحراف معیار در **نمودار ٤**نشان داده شده است. شوك افزایش نسبت ذخاير قانوني در ابتداي دوره باعث انقباض عرضـه پول شـده و در نتیجه در هر سـطحي از نرخ سـود، تقاضـا براي نگهداري ذخاير نزد بانكها افزايش يافته و نرخهاي بهره بين بانكي افزايش مي يابد .در نتيجه اين امر بدهي به شبكه بانكي كاهش مي يابد. به عبارت ديگر افزايش نسبت ذخيره قانوني باعث كاهش سپرده آزاد بانك ها شده و در نتيجه كاهش منابع بانك، قدرت وام دهي بانک‌ها كاهش مي‌يابد.

با كاهش قدرت وام‌دهي بانك ها، تأمين مالي بخش توليد با مشكل مواجه شده و در نتيجه سرمايه گذاري و توليد كاهش مي يابد. در نتيجه اين امر با فرض ثبات تقاضا براي كالاها و خدمات، با كاهش عرضـه كالا و خدمات، تورم افزايش مي يابد. همچنين بانك ها به دليل كاهش منابع ناشـي از افزايش نسـبت ذخيره قانوني كمتر مجبور به استقراض از بانك مركزي مي‌شوند كه از طريق پايه پولي منجر به افزايش تورم خواهد شد. با افزايش نسـبت ذخيره قانوني، بانك مركزي جهت افزايش منابع بانك ها، نرخ سـود سپرده را افزايش مي دهد .افزايش نرخ سود سپرده، باعث افزايش نرخ سود وام مي‌شود . از آنجا كه بخش توليد، از تسـهيلات اعطايي جهت تأمين مالي هزينه توليد اسـتفاده مي‌كند، با افزايش نرخ سـود وام، هزينه نهايي توليد كننده و در نتيجه تورم افزايش مي

یابد .افزايش هزينه توليد منجر به كاهش سرمايه گذاري و توليد شده و تقاضا براي نيروي كار كاهش مي‌يابد .با كاهش تقاضا براي نيروي كار، دستمزد و در نتيجه درآمد خانوار كاهش يافته و در نتيجه مصرف نيز كاهش مي‌يابد.



نمودار ۴. واکنش متغیرهای مهم کلان اقتصادی به تکانه پولی انقباضی

مأخذ: محاسبات پژوهش

Figure 4. Response of Major Macroeconomic Variables to a Contractionary Monetary Shock

Source: Research Calculations

۷- نتیجه گیری

از حساب جريان وجوه به دليل ارائه اطلاعات مبادلات مالي در سطح تفصيل بيشتر و پوشش گسترده اي كه از نهادهای مختلف دارد می‌توان به عنوان يك ابزار اطلاعاتي پايه در تحقيقات تجربي و براي تحليل آثارتكانه‌های سياست‌هاي پولي و مالي بر تغييرات دارایی های و بدهی های بخش های مختلف اقتصادی استفاده نمود.

سياست‌گذاران پولی برای هدایت موفق سياست‌های خود باید ارزیابی دقیقی از مدت و نحوه اثرات آن بر اقتصاد داشته باشند. درک درست از چگونگی تاثیر این تکانه‌ها

بر تغییرات دارایی ها و بدهی های بخش های مختلف اقتصـــادی می‌تواند راهنمایی خوب برای تعیین سیاست‌های مناسب برای اثرگذاری بر دیگر متغیرهای کلان اقتصادی باشد. و بســـتر مناســـبي را به منظور رفع نيازهاي مرتبط با امور برنامه‌ريزي، پيش بيني و سياست‌گذاري كلان اقتصادي فراهم می آورد.

در حوزه سیاست‌گذاری پولی نسبت ذخیره قانونی از جمله ابزارهای غیر مستقیم پولی است که به صورت دستوری از سوی مقامات پولی به نظام بانکی ابلاغ شده و رفتار موسسات مالی از جمله بانک‌ها، بنگاه‌های غیرمالی و خانوارها را تحت تاثیر قرار می‌دهد. بانک مرکزی از طریق افزایش نســـبت ذخیره قانونی حجم تســـهیلات اعطایی بانک‌ها را منقبض و از طریق کاهش آن اعتبارات بانک‌ها را منبســـط می‌نماید. در دو دهه اخیر در اقتصاد ایران بروز وضعیت تورمی، افزایش شدید حجم نقدینگی سرگردان، افزایش جریان سـفته بازی در بازار دارایی‌های مالی و فیزیکی، ضـرورت تأمین مالی از منابع داخلی و اهمیت تجهیز پس‌اندازهای بخش خصوصی در تأمین سرمایه‌گذاری بخش های مختلف اقتصادی از طریق سیستم بانکی، اجرای سیاست پولی انقباضی را به ضرورتی انکارناپذیر تبـدیـل کرده اســـت. (Akrami & Mehdizadeh, 2004)؛ (Shadrokh, 2012)؛ (Abunouri & etc, 2013)

بروز تکانه مثبت نسبت ذخیره قانونی سبب تغییر در رفتار وام‌دهی بانک‌ها، تغییر پس‌انداز خانوارها و در نتیجه تغییر رفتار بنگاه ها به انجام سـرمایه گذاری می‌شـود. تغییر در ظرفیت و توان مالی بنگاه ها و خانوارها در وام‌گیری و وام دهی و ثروت خالص آن‌ها، منجر به تغییراتی در متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تولید و درآمد واقعی می‌شود.

با وجود نوآوری‌های مالی انجام گرفته و تعمیق و توســـعه بازارهای مالی در ایران ولی باز هم نقش بانک‌ها در بازار اعتبارات به عنوان واســـطه‌های مالی بســـیار پر اهمیت اسـت و هرگونه نقص یا اصـطکاک در بازار اعتبار نظیر عدم دسـترسـی یکسـان بنگاه‌های بزرگ و کوچک به منابع مالی و غیره منجر به تغییراتی در دارایی ها و بدهی ها و خالص ســـرمایه‌گذاری مالی خانوارها، بنگاه های غیرمالی و بانکها شـــده و این تغییرات می تواند منجر به تقویت اثرگذاری تکانه‌های پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصـاد از طریق تصـمیمات مالی این بخش ها شود.

از این رو این مطالعه به تحلیل و بررسی تاثیر تکانه پولی انقباضی شامل تکانه افزایش نسبت ذخیره قانونی بر دارایی ها و بدهی های مالی و خالص سرمایه گذاری مالی خانوارها، بنگاه های غیرمالی و بانک‌ها با استفاده از داده های حساب جریان وجوه ایران می‌پردازد. برای این منظور از مدل خودرگرسیون برداری عاملی تعمیم یافته (FAVAR) بر اساس داده‌های سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۵۲ استفاده شد. این داده‌ها شامل داده های دارایی ها و بدهی های مالی و خالص سرمایه گذاری مالی بخش های نهادی مختلف شامل بخش‌های خانوارها، بنگاه های غیرمالی، دولت، شرکت‌های دولتی، نفت وگاز، بانک مرکزی، بانک‌های دولتی و خصوصی، بیمه‌ها، دنیای خارج و داده های متغیرهای مهم کلان اقتصادی می‌باشد.

نتایج حاصل از توابع ضربه واکنش نشان می‌دهد که تکانه افزایش نسبت ذخیره قانونی، اثر منفی معنی دار بر دارایی‌های مالی و اثر منفی غیرمعنی دار بر بدهی‌های مالی بخش خانوار در سال اول دارد. دارایی های مالی پس از چهار سال و بدهی های مالی پس از پنج سال به روند تعادلی خود بر می گردند. کاهش هر دو طرف دارایی های مالی و بدهی های مالی به طور کامل یکدیگر را خنثی نمی‌کنند و با کاهش بیشتر دارایی های مالی این بخش نسبت به کاهش بدهی های مالی آن، خالص سرمایه‌گذاری مالی بخش خانوار به دنبال تکانه پولی انقباضی کاهش می‌یابد. این کاهش در سال اول معنی دار است و پس از دو سال به سطح تعادلی خود بر می گردد. نتایج این بخش منطبق با مبانی نظری است. با بروز تکانه پولی انقباضی در اقتصاد، کلیه فعالیت‌های تولیدی بنگاه ها کاهش یافته و با کاهش درآمد خانوارها، پس‌انداز خانوارها به خصوص در قالب سپرده بانکی کاهش می‌یابد و منجر به کاهش دارایی‌های مالی این بخش می‌شود. همچنین با افزایش نسبت ذخیره قانونی وجوه قابل وام‌دهی بانک‌ها نزد بانک مرکزی بلوکه شده و با کاهش ضریب فزاینده از رشد حجم نقدینگی کشور کاسته می‌شود. کاهش حجم پول و به دنبال آن کاهش حجم سپرده‌های خانوار نزد بانکها منجر به کاهش قدرت وام‌دهی بانک‌ها می‌شود و صدور بدهی مالی جدید توسط بخش خانوار به دلیل کاهش عرضه وام کاهش می‌یابد.

تکانه افزایش نسبت ذخیره قانونی، اثر منفی غیرمعنی دار بر دارایی‌ها و بدهی‌های مالی بخش بنگاه های غیرمالی در سال اول دارد. کاهش هر دو طرف دارایی های مالی و

بدهی های مالی به طور کامل یکدیگر را خنثی نمی‌کنند و با کاهش بیشتر بدهی های مالی این بخش نسبت به کاهش دارایی های مالی آن، خالص سرمایه‌گذاری مالی بخش بنگاه‌های غیرمالی به طور معنی داری به دنبال تکانه پولی انقباضی افزایش می‌یابد. روند کاهش دارایی ها پس از دو سال و بدهی ها پس از سه سال به سطح تعادلی خود بر می گردد. نتایج این بخش منطبق با مبانی نظری است. بنا بر مبانی نظری و نتایج برخی مطالعات تجربی همچون شبیر (۲۰۱۲) و روسلن و همکاران (۲۰۱۵) به دنبال تکانه پولی انقباضی و کاهش ارزش خالص شرکت‌ها و جریان نقدی آن‌ها، میزان تسهیلات دریافتی شرکت‌ها کاهش می‌یابد. افزایش نسبت ذخیره قانونی و کاهش وجوه قابل وام‌دهی بانکها نیز در کنار تضعیف ترازنامه بنگاه‌های غیرمالی از دیگر عوامل کاهش دارایی‌ها و بدهی‌های مالی این بخش است. علاوه بر این با بروز تکانه منفی و کاهش سودآوری بنگاه ها و همچنین وجود اصطکاک‌های موجود به دلیل عدم تقارن اطلاعات (انتخاب ناسازگار، مخاطره اخلاقی و ....) بانک‌ها با افزایش احتمال عدم بازپرداخت وام توسط بنگاه ها مواجه خواهند بود و این یعنی منابع مالی برای عرضه تسهیلات آتی کاهش خواهد یافت. کاهش در انتشار بدهی جدید توسط بنگاه های غیرمالی و کاهش تملک دارایی های مالی توسط آن‌ها با دیدگاه مدل‌های استاندارد IS-LM و دیدگاه اعتبار برنانکه و گرتلر (۱۹۹۵) در مورد سازوکار انتقال سیاست پولی و همچنین مدل‌های چرخه تجاری پولی سازگار است.

تکانه افزایش نسبت ذخیره قانونی، اثر منفی معنی داری بر دارایی‌ها و بدهی‌های مالی بخش بانکی در سال اول دارد. کاهش هر دو طرف دارایی های مالی و بدهی های مالی به طور کامل یکدیگر را خنثی نمی‌کنند و با کاهش بیشتر بدهی های مالی این بخش نسبت به کاهش دارایی های مالی آن، خالص سرمایه‌گذاری مالی بخش بانکی به طور معنی داری در سال اول به دنبال تکانه پولی انقباضی افزایش می‌یابد. در واقع با کاهش میزان دارایی ها و بدهی های مالی به دنبال تکانه پولی انقباضی، وجود سازوکار انتقالی کانال اعتباری در ایران تایید می‌شود. دارایی های مالی و بدهی های مالی پس از دو سال به سطح تعادلی خود بر می‌گردد. خالص سرمایه گذای مالی پس از سال اول با روند نزولی در بلندمدت شروع به کاهش می‌نماید. نتایج این پژوهش سیاست‌گذاران را یاری می‌نماید تا اثرات متفاوت تغییر در دارایی ها و بدهی های مالی و خالص سرمایه گذاری مالی

بانک‌ها، خانوارها و بنگاه‌های غیرمالی به دنبال تکانه پولی انقباضـــی را در نظر گرفته و جهت دسترسی به اهداف سیاستی مدنظر قرار دهند.

Acknowledgments: All the individuals and institutions that assisted the author in conducting this research are appreciated.

Conflict of Interest: The authors of the article states that there is no conflict of interest in publishing the presented article.

Funding: The authors have not received any financial support for the research, authorship and publication of this article.

References

Abu Nouri, I., Sajjadi, S., & Mohammadi, T. (2013). The Relationship between Inflation Rate and Interest Rate of Bank Deposits in Iran's Banking System. *Quarterly Journal of Financial and Economic Policies*, 3, 23-52. [in Persian]

Akrami, A., & Mehdizadeh, S. (2004). Considerations on Bank Interest Rates in Iran. *Rond Magazine*, 42, 20-46. [in Persian]

Bai, J., & Ng, S. (2003). Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models. *Econometrica*, 70(1), 191-221.

Bernanke, B., & Blinder, A. S. (1992). The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *American Economic Review*, 82(4), 901-921.

Bernanke, B., & Gertler, M. (1989). Agency Costs, Net Worth and Business Fluctuations. *American Economic Review*, 79(1), 14-31.

Bernanke, B., & Gertler, M. (1995). Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27-48.

Bernanke, B., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1999). *The financial accelerator in a quantitative business cycle framework*. In J. B. Taylor & M. Woodford (Eds.), Handbook of Macroeconomics, 1341-1393. Elsevier.

Boivin, J., & Giannoni, M. P. (2005). *DSGE Models in a Data-Rich Environment*. Columbia University.

Bonci, R. (2012). *The Effects of Monetary Policy in the Euro Area: First Results from the Flow of Funds*. In R. Bonci & A. F. Pozzolo (Eds.), The Financial Systems of Industrial Countries: Evidence from Financial Accounts, 217-245, European Central Bank.

Bonci, R., & Columba, F. (2008). Monetary policy effects: New evidence from the Italian flow-of-funds. *Applied Economics*, 40(14), 1803-1818.

Breitung, J., & Eickmeier, S. (2005). Dynamic factor model. Deutsche *Bundesbank Discussion Paper*, 38.

Christiano, L., Eichenbaum, M., & Evan, C. (1996). The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds. *The Review of Economics and Statistics*, 78(1), 16-34.

Christiano, L., Motto, R., & Rostagno, M. (2010). Financial factors in economic fluctuations. *European Central Bank Working Paper Series*, 1192.

Dib, A. (2010). Banks, Credit Market Friction, and Business Cycles. *Bank of Canada Working Paper*, 2010-9.

Ebrahimi, M., & Vaez, M. (2022). *Dynamic effects of contractionary monetary policy on institutional sectors: Evidence from Iran's flow of funds.* Economic Modelling, 105, 105678. [in Persian]

Ebrahimi, S., Sadeghi, S., Beheshti, M., & ranjpoor, R. (2018). Assessing the effect of government infrastructure expenditure on income distribution in rural Iran: FAVAR Model. *Agricultural Economics Research*, *10*(40), 145-172. https://jae.marvdasht.iau.ir/article_3221.html?lang=en [in Persian]

Gameiro, I., & Sousa, J. (2010). Monetary Policy Effects on the Flow of Funds of Nonfinancial Corporations and Households in Portugal. Economic Bulletin, *Banco de Portugal*, 37-48.

Gerali, A., Neri, S., Sessa, L., & Signoretti, F. M. (2010). Credit and banking in a DSGE model of the Euro area. *Journal of Money, Credit and Banking*, *42*(6), 107-141.

Gertler, M., & Gilchrist, S. (1993). The Role of Credit Market Imperfections in the Monetary Transmission Mechanism: Arguments and Evidence. *Scandinavian Journal of Economics, 95*(1), 43-60.

Gholibegloo, M. R. (2011). A Study of the Effectiveness of Monetary Policy on Legal Reserve Ratio and Evaluation of the Effects of Its Balance Sheets in the Banking Network. *Quarterly Journal of Economic Research, 59*, 59-94. [in Persian]

Heydari, H., & Mollabahrami, A. (2016). The effect of credit shocks on the dynamics of major financial and macroeconomic variables in Iran in the form of a DSGE model. *Quarterly Journal of Economic Research and Policy, 40*, 185-199. [in Persian]

Heydari, H. (2018). Constructing a Factor Augmented VAR Model to Analyze Transmission of Oil and Monetary Shocks to Iranian Economy. Journal of Economic Modeling Research, 34, 71-106. https://jemr.khu.ac.ir/browse.php?a_id=1596&sid=1&slc_lang=en [in Persian]

Heydari, H., Khalilzadeh, J., & Faizi, S. (2020). Investigating the Challenges of Corporate Financing with Emphasis on the Role of Monetary Policy and Banking Credit: A Stochastic Dynamic General Equilibrium Model Approach. *Quarterly Journal of Applied Economic Theories, 4*, 61-90. [in Persian]

Jannsen, N., Potjagailo, G., & Wolters, M. H. (2019). Monetary Policy During Financial Crises: Is the Transmission Mechanism Impaired? *International Journal of Central Banking, 15*(1), 81-126.

Kaiser, H. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, *20*(1), 141-151.

Khosravi, A., & Safari, H. (2023). Empirical analysis of monetary shocks' impact on macroeconomic variables in Iran using DSGE models. *Journal of Quantitative Economics (JQE), 20*(1), 24. https://doi.org/10.22055/jqe.2023.41234.2412. [in Persian]

Kilian, L., & Lutkepohl, H. (2017). *Structural Vector Autoregressive Analysis*. Cambridge University Press.

Kiyotaki, N., & Moore, J. (1997). Credit cycles. *Journal of Political Economy, 105*(2), 211-248.

Mishkin, F. S. (1978). The household balance sheet and the great depression. *Journal of Economic History*, 38(4), 918-937.

Mishkin, F. S. (1995). Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. Journal of Economic Perspectives, 9(4), 3-10.

Mishkin, F. S. (1996). The channel of monetary transmission: Lessons for monetary policy. *NBER Working Paper Series*, 5464.

Narayan, A., Jayadev, A., & Mason, J. W. (2017). Mapping India's Finances: 60 Years of Flow of Funds. *Economic and Political Weekly*, 52(1), 49-56.

Peersman, G. (2011). Bank Lending Shocks and the Euro Area Business Cycle. Ghent University Faculty of Economics and Business *Administration Working Paper*, 11.

Raie, R., Irvani, J., & Ahmadi, T. (2018). Monetary Shocks and Monetary Policy Transmission Channels in the Iranian Economy: With Emphasis on the Exchange Rate Channel, Housing Prices and Credits. *Economic Growth and Development Research*, 3(1), 1-20.

Rafee Shamsabadi, P. , Haji, G. , Fakhrehoseyni, S. F. and Sargolzayi, M. (2018). Significance of financial accelerators in a New Keynesian model in Iranian economy. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *7*(28), 215-249. doi: 10.22084/aes.2018.15787.2608 [in Persian].

Raei, R. , Iravani, M. J. and ahmadi, T. (2018). Monetary Shocks and Monetary Transmission Mechanism in The Iranian Economy: With Emphasis on Exchange Rates, Housing Prices and Credits. *Economic Growth and Development Research*, *8*(31), 29-44. https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_4342.html?lang=en [in Persian].

Anvari, E. , Moradi, P. & Arman, S. A. (2024). The Effect of cross-over effect of positive and negative monetary regimes on the incomplete and asymmetric Degree of Exchange Rate Pass-Through with: NARDL and Markov-switching Method. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *21*(2), 127-159. doi: 10.22055/jqe.2021.36717.2351[in Persian].

Reserve Bank of India (RBI). (2016). Flow of Funds Accounts of the Indian Economy: 2015-16. RBI Bulletin, 23-33.

Ruslan, A., Dana, H., & Ivana, K. (2015). The impact of monetary policy on financing of Czech firms. *Journal of Economics and Finance*, *65*, 455-476.

Shabbir, S. (2012). Balance sheet channel of monetary transmission in Pakistan: An empirical investigation. *SBP Research Bulletin*, 8(1), 1-12.

Shadrokh, M. (2012). Evaluating the policy of increasing bank interest rates: Useful but late. *Quarterly Journal of Economic News*, 35, 60-61.

Shahhosseini, & Bahrami, J. (2016). Macroeconomic Fluctuations and Money Transfer Mechanism in Iran (DSGE Model Approach). *Economic Research Journal, 16*(1), 1-49. [in Persian]

Singh, T. (2019). On the flow of funds accounts and inter-sectoral mobility of capital in India. *Applied Economics, 51*(1), 1-15.

Taghavi, M., & Lotfi, A. A. (2016). The effects of monetary policy on the volume of deposits, lending facilities and liquidity of the banking system. *Economic Research Journal*, *20*(1), 130-165. [in Persian]

Tunc, C., & Kilinc, M. (2019). The Asymmetric Effects of Monetary Policy on Economic Activity in Turkey. S*tructural Change and Economic Development, 51*, 505-528.

Walsh, C. (2010). *Monetary Theory and Policy* (3rd ed.). MIT Press.

پیوست‌ها

پیوست ۱. متغیرهای پژوهش

Appendix 1. Research Variables

متغیرها	متغیرها
۱- کل دارایی های مالی بخش خانوار	۳۵- کل بدهی های غیرمالی بخش نفت و گاز
۲- کل بدهی های مالی بخش خانوار	۳٦- کل دارایی های مالی بخش شرکتهای دولتی
۳- خالص سرمایه گذاری مالی بخش خانوار	۳۷- کل بدهی های مالی بخش شرکتهای دولتی
٤- کل دارایی های غیرمالی بخش خانوار	۳۸- خالص سرمایه گذاری مالی بخش شرکتهای دولتی
۵- کل بدهی های غیرمالی بخش خانوار	۳۹- کل دارایی های غیرمالی بخش شرکتهای دولتی

٦- کل دارایی های مالی بخش بنگاه های غیرمالی	٤٠- کل بدهی های غیرمالی بخش شرکتهای دولتی
۷- کل بدهی های مالی بخش بنگاه های غیرمالی	٤١- کل دارایی های مالی بخش خارجی
۸- خالص سرمایه گذاری مالی بخش بنگاه های غیرمالی	٤٢- کل بدهی های مالی بخش خارجی
۹- کل دارایی های غیرمالی بخش بنگاه های غیرمالی	٤٣- خالص سرمایه گذاری مالی بخش خارجی
۱۰- کل بدهی های غیرمالی بخش بنگاه های غیرمالی	٤٤- نرخ تورم
۱۱- کل دارایی های مالی بخش بانک ها	٤٥- نرخ ارز
۱۲- کل بدهی های مالی بخش بانک ها	٤٦- درآمد مالیاتی
۱۳- خالص سرمایه گذاری مالی بخش بانک ها	٤٧- سایر درآمدها
١٤- کل دارایی های غیرمالی بخش بانک ها	٤٨- پرداختهای جاری
۱۵- کل بدهی های غیرمالی بخش بانک ها	٤٩- پرداختهای عمرانی
١٦- کل دارایی های مالی بخش بانک مرکزی	٥٠- کسری یا مازاد
۱۷- کل بدهی های مالی بخش بانک مرکزی	٥١- صادرات نفت خام
۱۸- خالص سرمایه گذاری مالی بخش بانک مرکزی	٥٢- تولید بدون نفت، ۱۰۰=۱۳۸۳
۱۹- کل دارایی های غیرمالی بخش بانک مرکزی	٥٣- نقدینگی
۲۰- کل بدهی های غیرمالی بخش بانک مرکزی	٥٤- سکه تمام بهار آزادی (طرح قدیم)
۲۱- کل دارایی های مالی بخش بیمه ها	٥٥- ارزش افزوده گروه کشاورزی، ۱۰۰=۱۳۸۳
۲۲- کل بدهی های مالی بخش بیمه ها	٥٦- ارزش افزوده گروه نفت، ۱۰۰=۱۳۸۳
۲۳- خالص سرمایه گذاری مالی بخش بیمه ها	٥٧- ارزش افزوده گروه معدن، ۱۰۰=۱۳۸۳
٢٤- کل دارایی های غیرمالی بخش بیمه ها	٥٨- ارزش افزوده گروه صنعت، ۱۰۰=۱۳۸۳
۲۵- کل بدهی های غیرمالی بخش بیمه ها	٥٩- ارزش افزوده آب، برق و گاز، ۱۰۰=۱۳۸۳
٢٦- کل دارایی های مالی بخش دولتی	٦٠- ارزش افزوده ساختمان، ۱۰۰=۱۳۸۳
۲۷- کل بدهی های مالی بخش دولتی	٦١- ارزش افزوده کل گروه خدمات، ۱۰۰=۱۳۸۳
۲۸- خالص سرمایه گذاری مالی بخش دولتی	٦٢- کارمزد احتسابی، ۱۰۰=۱۳۸۳
۲۹- کل دارایی های غیرمالی بخش دولتی	٦٣-هزینه های مصرفی خصوصی، ۱۰۰=۱۳۸۳
۳۰- کل بدهی های غیرمالی بخش دولتی	٦٤- هزینه های مصرفی دولتی، ۱۰۰=۱۳۸۳
۳۱- کل دارایی های مالی بخش نفت و گاز	٦٥- صادرات کالا و خدمات، ۱۰۰=۱۳۸۳
۳۲- کل بدهی های مالی بخش نفت و گاز	٦٦- واردات کالا و خدمات، ۱۰۰=۱۳۸۳
۳۳- خالص سرمایه گذاری مالی بخش نفت و گاز	٦٧- شاخص قیمت مصرف کننده
٣٤- کل دارایی های غیرمالی بخش نفت و گاز	٦٨- درآمد نفت حقیقی

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) بهار ۱۴۰۴ ۲۲(۱) ۱۰۲-۶۴



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

بررسی اثرات سیاست‌های مالی دولت بر اقتصاد ایران : با روش مدل تعادل عمومی قابل محاسبه

امیر دادرس مقدم*، حسن کارکش**

* استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه سیستان و بلوچستان، ایران (نویسنده‌ی مسئول)
** کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی، بیرجند، ایران

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۲۶ دی ۱۴۰۰
تاریخ بازنگری: ۲۳ اسفند ۱۴۰۰
تاریخ پذیرش: ۱۶ اردیبهشت ۱۴۰۲

ارتباط با نویسنده مسئول:
ایمیل: amdaras@eco.usb.ac.ir
0000-0001-7948-982X

طبقه‌بندی JEL: *R13 ،E16 ،L6 ،I18 ، E62*

واژگان کلیدی:
سیاست‌های مالی، دولت، صنعت، ماتریس حسابداری اجتماعی، تعادل عمومی قابل محاسبه

آدرس پستی: *ایران، استان سیستان و بلوچستان، زاهدان، منطقه سوم، خیابان دانشگاه، کد پستی ۹۶۷۱۸۴۴۶۳۵*

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.
تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

چکیده

در این مطالعه به بررسی اثرات سیاست‌های مالی دولت بر بخش‌های اقتصاد ایران در شرایط تحریم با رویکرد مدل تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE) پرداخته شده است. در این پژوهش پارامترهای مدل تعادل عمومی بر اساس داده‌های ماتریس حساب‌های اقتصادی کالیبره شده و از اطلاعات جداول داده- ستانده سال ۱۳۹۰ در قالب ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM) استفاده شده است. این ماتریس از ٤ بخش (رشته فعالیت) کشاورزی، صنعت و معدن، حمل و نقل و خدمات تشکیل شده است. تحلیل اثر سیاست‌های مالی دولت تحت سه سناریو افزایش ۲۵ درصدی مخارج مصرفی دولت، کاهش ۲۵ درصدی مخارج مصرفی دولت و افزایش ۲۵ درصدی سرمایه‌گذاری (مخارج سرمایه ای) دولت صورت گرفته است. نتایج (سناریو اول) نشان داد که با افزایش مخارج مصرفی دولت صادرات بخش کشاورزی و حمل و نقل کاهش و سایر بخش‌ها افزایش یافته است. همچنین ارزش افزوده همه بخش‌ها افزایش یافته است. صادرات بخش صنعت ٦/٤٣ درصد افزایش نشان می‌دهد و واردات این بخش ٦/٤ درصد افزایش یافته است. سرمایه گذاری در دو بخش صنعت و کشاورزی به ترتیب ۲/۳۳ و ۸/۰۳ درصد کاهش یافته و در دو بخش حمل و نقل و خدمات شاهد افزایش سرمایه گذاری شده است. نتایج نشان داد که با کاهش ۲۵ درصد مخارج دولت (سناریو دوم)، صادرات بخش صنعت ۱۰/۲۷ درصد افزایش یافته است و واردات بخش صنعت ٦/٦۲ درصد کاهش پیدا کرده است. در مجموع صادرات تمام بخش‌ها افزایش یافته واردات کاهش پیدا کرده است. همچنین نتایج نشان داد که در سناریوی سوم صادرات همه بخش‌ها افزایش یافته که سهم صنعت ۸/۹۰ درصد افزایش نشان می‌دهد و این افزایش نسبت به سایر بخش‌ها بیشتر است و ارزش افزوده همه بخش ها افزایش پیدا کرده است. افزایش ارزش افزوده برای بخش صنعت ۱۸/۵۳ درصد است که نسبت به سایر بخش ها بیشتر است. سرمایه‌گذاری بخش صنعت به میزان ۱۳/۸۰ درصد و تولید و اشتغال هر کدام به ترتیب ۷/۸٦ و ۷/٦٥ درصد افزایش نشان می‌دهد. با توجه به نتایج پیشنهاد می‌شود که دولت در سیاستگذاری بیشتر سیاست افزایش مخارج سرمایه‌ای را پیاده سازی نماید. نتایج تحقیق بیانگر اثر مثبت سیاست‌های مالی انبساطی دولت بر بخش‌های اقتصادی است. لذا، می‌توان گفت آن دسته از سیاست‌های اقتصادی که تقاضای کل را افزایش می‌دهند نیز می‌توانند در کنار این سیاست‌ها موجبات رشد اقتصادی را فراهم آورند.

ارجاع به مقاله:
دادرس مقدم، امیر و کارکش، حسن. (۱۴۰۴). بررسی اثرات سیاست‌های مالی دولت بر اقتصاد ایران : با روش مدل تعادل عمومی قابل محاسبه. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۲۲ (۱)، ۱۰۲-۶۴.

10.22055/jqe.2023.39787.2459

© 2025 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

صنعت از بخش‌های مهم و حیاتی اقتصاد کشورها محسوب می‌شود که توجه به آن جزء اهداف جوامع توسعه یافته و در حال توسعه است. در ایران نیز بر اساس آمارها بخش صنایع و معادن در مجموع حدود ۲۵ درصد از تولید ناخالص ملی را به خود اختصاص داده است. بخش صنعت در اقتصاد کشور طی دوران اجرای برنامه‌های توسعه و سیاست‌های تعدیل و تثبیت، از سیاست‌های کلان اقتصادی و به خصوص سیاست‌های پولی و مالی تأثیر فراوان پذیرفته است (Baradaran & Zomorodian, 2017). در این تقسیم بندی بخش ساختمان ۹/۸ درصد و بخش صنعت و معدن نیز ۱۳/۶ درصد از تولید ناخالص داخلی کشور سهم دارند. اگر ازنظر بخشی به صنعت و معدن توجه شود، در این صورت با نگاهی به سهم این بخش از تولید ناخالص داخلی، می‌توان گفت که بخش صنعت در همین حد در اقتصاد ایران نقش دارد. با این وجود باید توجه کرد که اهمیت بخش صنعت و معدن بیش از رقم سهم آن در اقتصاد ملی است (Kiyomarth & Elham, 2015).

بخش صنعت، در پرتو ارتباطات پسین و پیشین قوی با بخش‌های دیگر نقش مهمی در تولید و بهره وری سایر بخش های اقتصادی دارد. بخش صنعت و معدن از یک طرف، از محصولات تولیدی سایر بخش ها همچون نهاده واسطه استفاده می‌کند و رشد تولید این بخش به رشد تولید آن بخش ها کمک خواهد کرد. از طرف دیگر، کالاهای واسطه‌ای و سرمایه ای مورد نیاز سایر بخش ها را تولید می کند که از این طریق نیز ممکن است به رشد تولید و بهره وری آنها کمک برساند. اگر پیشرفت فنی در بخش صنعت تولیدکننده کالاهای سرمایه‌ای رخ دهد، ماشین‌آلات و تجهیزات کاراتر تولید خواهد شد که به افزایش بهره وری دربخش‌های استفاده کننده از این امکانات سرمایه‌ای منجر خواهد شد. بنابراین، ارتقای بهره وری در بخش صنعت و معدن هم به رشد تولید خود این بخش منتهی خواهد شد و هم به رشد تولید و بهره‌وری در سایر بخش‌ها کمک خواهد کرد (Kiyomarth & Elham, 2015). اعمال سیاست‌های مالی از جمله تغییر در مخارج دولت، یکی از مسائل مهم و مورد توجه در اقتصاد است. بنابراین، به منظور ارزیابی سیاست‌های مالی اعمال شده، بررسی تأثیر این سیاست‌ها بر متغیرهای کلیدی اقتصاد دارای اهمیت است (Daei & Afshon, 2018). سیاست‌های تثبیت اقتصادی را می‌توان بر اساس اثر اولیه آنها بر تقاضای واقعی یا عرضه واقعی به دو گروه تقسیم کرد. سیاست‌های طرف تقاضا و سیاست‌های طرف

عرضه، هدف اصلی سیاست‌های طرف تقاضا تأثیر گذاری برسطح کل یا نرخ رشد تقاضای داخلی اسمی است. این سیاست‌ها، سیاست‌های پولی و مالی را شامل می‌شود (Baradaran & Zomorodian, 2017).

دولت سیاست‌های مالی را از طریق تغییر مخارج اعمال می‌کند و در پی ایجاد تغییرات لازم معطوف به اهداف خاص بر می‌آید. امروزه نیز به رغم اختلاف نظر در مورد حوزه و گستره دخالت دولت در اقتصاد، همچنان دولت‌ها از مهمترین کارگزاران اقتصادی در بسیاری از اقتصادهای جهان محسوب می‌شوند. سیاستگذاران اقتصادی اغلب به دنبال این موضوع هستند که اثرات متغیرهای تحت کنترل خود را بر روی متغیرهای هدف ارزیابی نمایند. این ارزیابی‌ها زمانی که در قالب یک الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر (CGE)[1] قرار داشته باشد هم جامعیت بیشتری را نسبت به الگوهای تعادل جزیی داشته، و هم روابط بین بخش‌های اقتصاد را بیش از پیش مورد توجه قرار می‌دهد. پایه‌های آماری این پژوهش مبتنی بر ماتریس حسابداری اجتماعی[2](SAM) سال ۱۳۹۰ بانک مرکزی ایران است. این ماتریس در برگیرنده کالاها (صنعت و کشاورزی)، فعالیت‌ها (صنعت و کشاورزی)، عوامل تولید (نیروی کار و سرمایه)، نهادها (خانوارهای شهری، روستایی، دولت)، انواع مالیات (مالیات بر درآمد، مالیات بر فروش، مالیات بر واردات یا تعرفه)، دنیای خارج، همچنین یک حساب برای پس‌انداز و سرمایه‌گذاری است. تدوین الگویی که بتواند اثرات سیاست مالی را بر بخش‌های اقتصادی مورد بررسی قرار دهد دارای اهمیت ویژه‌ای است. درك صحیح از اثرات سیاست‌هاي اصلاحات از آن جهت كه با گروه‌هاي مختلفی در كشورهاي در حال توسعه سروكار دارد اهمیت زیادي پیدا مي‌كند. به همین دلیل، هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر سیاست‌های مالی بر بخش صنعت، به عنوان یکی از بخش های مهم و مؤثر در اقتصاد کشور است. بنابراین، با توجه به اهمیت این بخش در اقتصاد، سوال اصلی تحقیق حاضر این است که آیا تغییرات سیاست‌های مالی در کوتاه مدت و بلندمدت وضعیت اشتغال، صادرات و ارزش افزوده بخش صنعت را تحت تأثیر قرار می‌دهد یا نه؟

[1] Computable general equilibrium

[2] Social accounting matrix

۲- مبانی نظری تحقیق

سیاست‌های پولی و مالی از مهم‌ترین سیاست‌های کلان اقتصادی کشورها هستند که در رشد و توسعه اقتصادی نقش بسزایی ایفا می‌نمایند. سیاست‌های مالی از طریق برنامه‌های عمرانی و بودجه‌های سالیانه و درآمدهای مالیاتی و غیرمالیاتی دولت تبیین و اعمال می-شوند. سیاست‌های مالی نیز با هدف اثرگذاری بر اقتصاد معمولاً از طریق تغییر در مخارج دولت از طریق ضریب فزاینده بر روی تولید بخش‌های مختلف اقتصادی اثر گذاشته و در نتیجه تغییر در سرمایه‌گذاری و ارزش افزوده را به دنبال خواهد داشت (Kiyomarth & Elham, 2015). سیاست‌های پولی و مالی بر تولید بخشهای مختلف اقتصادی اثر می‌گذارد که در فرآیند رشد و توسعه اقتصادی نقش به سزایی ایفا می‌نمایند. سیاست‌های مالی از طریق برنامه‌های عمرانی و بودجه‌های سالیانه و درآمدهای مالیاتی و غیر مالیاتی دولت تبیین و اعمال می‌شوند (Motafakker Azad, Mohseni Zonozi, & Mohammadgholi Pour Tappeh, 2017). با اجرای یک سیاست مالی انبساطی منحنی‌های IS و AD به سمت راست منتقل می‌شوند و در سطح عمومی قیمت‌های اولیه مازاد تقاضا ایجاد می شود و یک فشار صعودی بر روی قیمت‌ها وارد می‌شود و قیمت‌ها تا افزایش می‌یابد. با افزایش قیمت‌ها منحنی تقاضای نیروی کار به سمت راست و منحنی عرضه نیروی کار به سمت چپ منتقل می‌شوند و با فرض توهم پولی ناقص میزان انتقال منحنی تقاضای نیروی کار از انتقال منحنی عرضه نیروی کار بیشتر بوده و در مجموع اشتغال تعادلی افزایش می‌یابد و با افزایش اشتغال تعادلی تولید نیز افزایش می‌یابد. از طرف دیگر، با افزایش قیمت‌ها عرضه واقعی پول کاهش یافته و منحنی LM نیز به سمت چپ منتقل می شود و از مقدار تقاضای کل کاسته می‌شود (Kiyomarth & Elham, 2015). افزایش قیمت‌ها تا جایی ادامه می یابد که مازاد تقاضای ایجاد شده از دو ناحیه افزایش تولید و کاهش مقدار تقاضا از بین برود و اقتصاد مجدداً در به تعادل برسد. بنابراین، دولت می‌تواند از طریق اجرای یک سیاست مالی انبساطی (از طریق ابزارهایی نظیر افزایش مخارج دولت، افزایش پرداخت‌های انتقالی، کاهش نرخ مالیات و کاهش مالیات مستقل) مقدار تولید تعادلی را تحت تأثیر قرار دهد (Baradaran & Zomorodian, 2017). عمده‌ترین اهداف سیاست‌های اقتصادی، تسریع رشد اقتصادی، ایجاد اشتغال کامل، تثبیت سطح عمومی قیمت‌ها و ایجاد تعادل در موازنه پرداخت‌های خارجی است (Kiyomarth

& Elham, 2015). از دیدگاه کلاسیک‌ها و نئوکلاسیک‌ها، نظریه مقداری پول به عنوان نظریه قیمت بیان می‌شود. اقتصاددانان کلاسیک همچون اسمیت و سی معتقدند که پول در بلندمدت خنثی و بی‌اثر است، زیرا تعادل اشتغال کامل یک پدیده بلندمدت است. تورم از دیدگاه آنان فرآورده افزایش حجم پول در وضعیت تعادلی اقتصاد در اشتغال کامل است. این درحالی است که افزایش قیمت‌ها بر متغیرهای واقعی مانند تولید، اشتغال و دستمزد واقعی تأثیری ندارد (Baradaran & Zomorodian, 2017). کینز از جمله اقتصاددانانی است که نظرات متنوعی درخصوص پول ارائه کرده است. وی برای اولین بار بازار پول را به عنوان محل تعیین نرخ بهره معرفی کرد و انگیزه سفته بازی را درتقاضای پول وارد کرد و برخلاف نظرکلاسیک ها اعتقاد داشت که این بازارکاملاً از بازارکالا مجزا است. حلقه اتصال بازار پول و کالا از نظر وی سرمایه‌گذاری است و تنها در شرایط دام نقدینگی افزایش پول تأثیری بر تقاضای کل و سطح تولید ندارد. به هرحال پول و سیاست‌های پولی از نظرکینز می تواند بر سطح تولید مؤثر باشد (Mankiw, 2020). صاحبنظران اقتصادی در مورد سیاست‌های اقتصادی و نتایج حاصل از آن اتفاق نظر ندارند؛ بعضی از اقتصاددانان، استدلال می‌کنند که سیستم اقتصادی شاهد شوک‌هایی است که مرتب بر عرضه و تقاضای کل وارد می‌شود. اگر سیاستگذاران برای تثبیت نظام اقتصادی ازسیاست پولی و مالی استفاده نمایند، می‌توانند اثر شوک‌های اقتصادی بر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر تولید، تورم و بیکاری را حداقل نمایند. در مقابل، اقتصاددانانی مانند میلتون فریدمن فکر می‌کنند که سیستم اقتصادی اساساً پایدار است؛ این گروه از اقتصاددانان سیاستگذاری نامناسب اقتصادی را عامل اصلی نوسانات ناهنجار اقتصادی می‌دانند. دولت‌ها اغلب در جهت تحقق اهداف اقتصادی، از ابزارهای گوناگونی برای رسیدن به اهداف مورد نظر با توجه به وضعیت های موجود و محدودیت‌ها در قالب سیاست‌های مالی و درآمدی و سایر سیاست‌ها استفاده می‌کنند.

۳- پیشینه تحقیق

ملک و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی نقش تأمین مالی مسکن بر ادوار تجاری ایران با رهیافت DSGE پرداخته‌اند. یافته‌های پژوهش نشان داد که نوسانات اقتصاد نه تنها توسط تکانه‌های غیر مالی در بخش محصولات نهایی و مسکن و تکانه تقاضای مسکن توضیح داده می‌شود،

بلکه ناشی از اصطکاک‌های مالی مانند تکانه کیفیت سرمایه بوده است (Malek, Delangizan, & Almasi, 2022).

مکیان و همکاران (۱٤۰۰) به بررسی وضعیت چرخه‌ای سیاستهای پولی و مالی در ایران با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری پرداختند. نتایج نشان داد که سیاست‌های پولی و مالی در ایران دارای رفتار مستقل از چرخه‌ها می‌باشند. نتایج دلالت دارد که این سیاست‌ها علیرغم ماهیت مستقل از چرخه خود، از توان تثبیت اقتصادی برخوردار بوده‌اند(Makiyan, Samadi, & Amareh, 2022).

زنداور و همکاران (۱۳۹۹) اثرگذاری سیاست مالی دولت بر رشد اقتصادی ایران طی دوره زمانی ۱۳۸٤:۱-۱۳۹۷:۱ با تواتر فصلی را با استفاده از مدل مارکوف سوییچینگ بررسی کردند. نتایج حاصل از نسبت راست‌نمایی نشان داد سیاست مالی در ایران از نظام چرخشی مارکوف تبعیت می‌کند. نتایج برای برخی از انواع مالیات‌ها حاکی از متفاوت بودن تاثیرگذاری در حالت وجود نفت بوده است. چنانچه دولت قصد اجرای سیاست مالی انبساطی از نوع افزایش مخارج را داشته باشد، بهتر است در رژیم رکودی این عمل صورت پذیرد؛ زیرا در این شرایط، تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی ندارد؛ اما، اگر سیاست مالی انبساطی، از نوع کاهش مالیات‌ها، مدنظر باشد؛ باید بسته به نوع مالیات، سطح درآمدهای نفتی و نیز رژیم حاکم بر رشد اقتصادی انجام شود (Zandavar et al., 2020).

علوی باجگانی و همکاران (۱۳۹۹) در تحقیقی به بررسی تاثیرگذاری سیاست‌های مالی دولت بر فعالیت‌های اقتصادی در اقتصاد ایران در طول فازهای مختلف ادوار تجاری با استفاده از الگوهای غیرخطی پرداختند. بر اساس یافته‌های تحقیق، عدم تقارن اثرگذاری سیاست‌های مالی از نوع مخارج و مالیات‌ها پذیرفته می‌شود. یافته‌های این مطالعه دلالت‌های مهمی برای ترکیب سیاست مالی بهینه در طول مراحل مختلف دوره تجاری دارد (Alavi Bajgani et al., 2020).

توکلیان و صیامی عراقی (۱۳۹۹) در پژوهشی به تعیین قاعده مالی برای دولت در اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخته اند. نتایج نشان داد که قاعده تراز بودجه می‌تواند با توجه به ساختار اقتصاد ایران به‌عنوان یک کشور صادرکننده نفت از عملکرد بهتری برخوردار باشد و تابع زیان سیاست‌گذار را حداقل نماید. در زمینه قواعد مالی نشان داد استفاده از قواعد مالی تراز بودجه‌ای در کشورهای صادرکننده

مواد اولیه از سیاست مالی چرخه‌ای جلوگیری می‌نماید (Tavakolian & Siami Araghi. 2020).

انتظار و نجفی (۱۳۹۷) در تبیین آثار غیر خطی مخارج دولت بر رشد اقتصادی ایران در ادوار تجاری نشان دادند که شوک مثبت در دوره رونق تأثیر مثبت و در دوره رکود تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد (Entezar & Najafi 2018).

برادران و زمردیان (۱۳۹٦) در مطالعه‌ای به بررسی اثر شوک سیاست‌های پولی و مالی بر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن در ایران پرداختند. نتایج حاصل بیان‌گر آن است که شوک مثبت سیاست‌های پولی و مالی اثری مثبت بر ارزش افزوده بخش صنعت دارد؛ اما شوک منفی سیاست‌های پولی و مالی با ایجاد سردرگمی در میان فعالان اقتصادی، اثری منفی بر ارزش افزوده بخش صنعت می‌گذارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که موجودی سرمایه و نیروی‌کار شاغل در بخش صنعت و معدن بر ارزش افزوده این بخش اثری مثبت دارند (Baradaran. & Zomorodian, 2017).

غلامی و کیانی (۱۳۹۵) در مطالعه خود به بررسی کارایی سیاست‌های مالی انبساطی در ایران پرداختند. نتایج نشان داد کاهش درآمدهای مالیاتی و افزایش مخارج دولت به عنوان محرک‌های مالی منجر به افزایش رشد اقتصادی شدند؛ اما، میزان تأثیرگذاری مخارج دولت بیش‌تر از درآمدهای مالیاتی است.(Gholami & Hojbar Kiani, 2016).

شهبازی و کریم زاده (۱۳۹٤) تأثیرسیاست‌های پولی و مالی را بر ارزش افزوده بخش صنعت ایران بررسی نمودند. بدین منظور در این مطالعه از داده‌های دوره ۱۳۸۹-۱۳۵۸ و مدل خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است. نتایج حاصل از مطالعه فوق نشان می‌دهد که تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر ارزش افزوده بخش صنعت در کوتاه مدت مثبت و از لحاظ آماری معنی‌دار است (Shahbazi & Karimzade, 2015).

سویسکان (۲۰۱۹) الگوی میان‌مدت مالی برای دولت را در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی طراحی کرده است. این مدل که براساس ویژگی کشورهای درحال توسعه بنا شده در ابتدا قواعد مالی را به دلیل مجبور بودن سیاست مالی برای مقابله با چرخه‌های تجاری و ناپایداری بدهی‌ها در نظر نمی‌گیرد .با توجه به میان‌مدت بودن الگوی حاضر، این الگو به شوک‌های تک متغیره و تک دوره‌ای محدود نشده و به‌صورت دوره زمانی چند ساله تعریف شده است. بررسی چالش‌های مالی دولت، ارائه پیش‌بینی‌های کلان در زمینه

سیاستهای مالی میان‌مدت و ارزیابی پیامدهای کمی از اصلاحات گذشته و سیاست مالی جایگزین معرفی نموده است. در نهایت از داده‌های کشور کلمبیا و پرو برای کالیبراسیون و شبیه‌سازی استفاده شده است (Suescun, 2019).

رامی و زبیری (۲۰۱۸) در پژوهشی به بررسی ضرایب فزاینده مخارج دولت ایالت متحده در طول دوره‌های ضعیف اقتصادی پرداختند که با استفاده از داده‌های سری زمانی فصلی سه ماهه، صرف نظر از میزان رکود اقتصادی، نتایج بدست آمده از حد پایین ضریب فزاینده کمتر است. برای کل نمونه، شواهدی از ضرایب فزاینده بالا در نزدیکی مرز صفر وجود ندارد (Ramey & Zubairy, 2018).

صمیمی و همکاران در سال ۲۰۱۷ در مقاله‌ای با عنوان اثرگذاری ابزارهای مالی دولت بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران: کاربردی از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی به بررسی اثرگذاری قواعد مالی پرداخته است. براساس نتایج حاصل شده، بیشتر پارامترهای برآوردی سیاست مالی علامت دهی مورد انتظار داشته‌اند با این حال واکنش هزینه‌های جاری دولت و مالیات بر دستمزد به بدهی معنادار نبود. با توجه به نتایج حاصل نرخ مالیات بر مصرف مهمترین نقش را در کنترل بدهی دولت ایفا می‌کند و پس از آن مالیات بر سود و سرمایه‌گذاری عمومی قرار می‌گیرد(Samimi et al., 2017).

بلانچارد و همکاران (۲۰۱۵) به بررسی اثرات سیاست‌های انبساط مالی در کشورهای اصلی منطقه یورو و کشورهای پیرامون با استفاده از یک مدل جدید کینزی برای اتحادیه‌های پولی تجزیه و تحلیل کردند و دریافتند که اندازه اثرات سرریز بر روی تولید ناخالص داخلی کشورهای پیرامون بستگی حیاتی به وجود یا عدم وجود دام نقدینگی دارد (Blanchard et al., 2015).

آرین و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهش خود مقدار ضریب فزاینده مخارج دولت و مالیات را با استفاده از الگوی رژیم چرخشی مارکوف برای اقتصاد آمریکا طی دوره زمانی ۱۹۴۹ -۲۰۰۶ برآورد کردند. نتایج نشان داد اندازه ضریب فزاینده مخارج در دوران رشد اقتصادی پایین، بزرگ‌تر می‌باشد؛ در حالی که این مقدار برای ضریب فزاینده مالیات در دوران رشد اقتصادی بالا بزرگ‌تر می‌باشد. هم‌چنین، مقدار ضرایب فزاینده سیاست مالی در دوره رکود اقتصادی کوچک‌تر شده؛ در حالی که برای دوران رونق بعد از دوره ۱۹۸۰ بزرگ‌تر می‌شود. هم‌چنین، بررسی اثر مخارج دولت و مالیات بر مصرف و مخارج

سرمایه‌گذاری نشان می‌دهد که میزان اثر شوک‌های سیاست مالی بر مصرف و سرمایه‌گذاری پایین می‌باشد(Arin et al., 2015l).

همان طور که مشخص است در بررسی مطالعات تجربی نشان می دهد که اولاً، سیاست‌های مالی در کوتاه مدت بر بخش های اقتصادی و سایر متغیرهای این بخش ها تأثیر متفاوتی دارد و ثانیاً، تأثیر این سیاست‌ها در کوتاه مدت و بلندمدت بر ارزش افزوده بخش صنعت با ماتریس حسابداری احتماعی جدید سال ۱۳۹۰ بررسی نشده است. لذا، جهت شناسایی تأثیر یا عدم تأثیر سیاست‌های مالی انقباضی در شرایط تحریم در کوتاه مدت و بلندمدت بر ارزش افزوده بخش صنعت انجام این مطالعه ضروری است.تحقیقات انجام شده توجه نسبتاً کمی به ارزیابی تأثیر سیاست‌های مالی دولت بر کل اقتصاد در شرایط تحریم شده است، بنابراین، با توجه به اهمیت موضوع، تدوین الگویی که بتواند اثرات سیاست‌های مالی دولت را بر بخش‌های اقتصاد مورد بررسی قرار دهد دارای اهمیت ویژه‌ای است. این مطالعه تلاش می‌کند تا این کمبود و شکاف موجود را به کمک یک مدل CGE به طور کامل و جامع مورد بررسی قرار دهد.

۴- الگو تحقیق

جامعه آماری پژوهش از ماتریس حسابداری سال ۱۳۹۰ بانک مرکزی کشور ایران از طریق سایت بانک مرکزی ۳(CBI) بدست آمده است. روش جمع آوري اطلاعات، کتابخانه ای و با مراجعه به اسناد و مدارك مرتبط بوده و با استفاده از نرم افزار GAMS 23.4 داده‌هاي مورد نیاز با استفاده از روش تعادل عمومی قابل محاسبه تجزیه و تحلیل خواهد شد. در این قسمت مدل‌های کلان که در سه دسته مدل‌های داده - ستانده، ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM)[4] و مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE) جای می‌گیرند، بطور اجمالی مرور می‌شوند.

[3] Central Bank of Iran

[4] Social Accounting Matrix

جدول ۱. الگوی ماتریس حسابداری اجتماعی بر حسب حساب‌های درونزا و برونزا
مأخذ: بدیع برزین و همکاران (۲۰۲۰)

Table 1. Social accounting matrix model in terms of endogenous and exogenous accounts
Source: Badi Barzin et al. (2020)

ورودی‌ها / خروجی‌ها		حساب‌های درونزا			حساب‌های برونزا	جمع ورودی‌های (درآمدها)
		۱. حساب تولید	۲. حساب عوامل تولید	۳. حساب مصرف (خانوارها)	۴. سایرحساب‌ها (دولت،سرمایه). دنیای خارج	
حساب‌های درونز	۱. حساب تولید ۲. حساب عوامل تولید ۳. حساب درآمد(خانوارها)	T11 T21 0	0 0 T32	T13 0 T33	X1 X2 X3	Y1 Y2 Y3
حساب‌های برونزا	۱. سایر حساب‌ها (دولت،سرمایه، دنیای خارج)	L1	L2	L3	R	YX
جمع خروجی‌ها (هزینه)		Y'_1	Y'_2	Y'_3	Y'_X	

T11 مبادلات میان بخش‌های مختلف تولیدی، T21 پرداختی تولیدکنندگان به عوامل تولیدی یعنی کار، سرمایه و زمین، T32 تخصیص درآمد عوامل تولیدی به خانوارها، T13 چگونگی مصرف درآمد خانوارها، T33 درآمدهای انتقالی بین نهادها، X1 تشکیل سرمایه و صادرات، X2 درآمد عوامل تولید از دنیای خارج، X3 پرداخت‌های انتقالی دولت و دنیای خارج به این نهادها، R پرداختی به دنیای خارج، L1 پرداخت به دولت و دنیای خارج به صورت مالیات و واردات، L2 پرداختی عوامل تولید به دنیای خارج، L3 هزینه‌های مصرفی خانوارها، پرداختی نهادها به دنیای خارج و همچنین پس انداز خانوارها، Yx و Y3، Y2، Y1 به ترتیب مجموع درآمد تولیدکنندگان، عوامل تولید، خانوارها و سایر حساب‌ها و

Y'_x و Y'_3،Y'_2،Y'_1 نیز به ترتیب مجموع هزینه تولیدکنندگان، عوامل تولید، خانوارها، و سایر حساب‌ها را نشان می‌دهند.

۴-۱- ساختار مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر

ساختار ریاضی مدل مورد استفاده در این پژوهش برگرفته شده از مدل استاندارد تعادل عمومی محاسبه‌پذیر Lofgren et al. (۲۰۰۲) می‌باشد. اصول و قواعد نمادهای مورد استفاده در معادلات مدل به شرح **جدول ۲** است.

جدول ۲. قواعد نماد سازی مدل
مأخذ: لافگرین و همکاران (۲۰۰۲)

Table 2. Rules of model symbolism
Source: Lofgren et al.(2002)

موارد	نمادها
متغیرهای درونزا	حروف بزرگ لاتین بدون بار
متغیرهای برونزا	حروف بزرگ لاتین با بار
پارامترها	حروف کوچک لاتین (با بار یا بدون بار) یا حروف و نمادهای یونانی (با بار یا بدون بار)
مجموعه‌ها	حروف کوچک لاتین که شامل متغیرها و پارامترها می‌باشد
یادداشت	متغیرهای برونزا در مدل پایه ثابت هستند اما ممکن است در مدل‌های دیگر تحت شرایط مختلف اقتصاد کلان و بازار عوامل درونزا فرض شوند.

۴-۲- معادلات قیمت

در این بخش متغیرهای درونزای قیمت با سایر متغیرها پیوند می‌خورد.

۴-۳- قیمت واردات

قیمتی است که مصرف کنندگان داخلی برای کالاهای وارداتی بر حسب پول داخلی پرداخت می‌کنند .

$$PM_c=pwm_c(1+tm_c)EXR+\sum_{ć\in ct} PQ_ć .icm_{ćc} \qquad c \in CM \qquad (۱)$$

PM_c: قیمت واردات بر حسب پول داخلی، EXR: نرخ ارز (پول خارجی بر حسب پول داخلی)، $PQ_ć$: قیمت کالای مرکب (شامل مالیات بر فروش و هزینه مبادله)، pwm_c : قیمت واردات بر حسب پول داخلی، tm_c: نرخ تعرفه واردات c مقداری از کالای ć به عنوان نهاده

تجاری به ازای هر واحد واردات کالای، $c \in C : icm_{\acute{c}c}$ مجموعه‌ای از کالاها ć نیز در همین مجموعه تعریف می‌شود. $c \in CM(\subset c)$ مجموعه کالاهای وارداتی و$c \in CT(\subset c)$ مجموعه داده‌های تجاری داخلی است.

ثابت بودن قیمت جهانی واردات از فرض کشور کوچک گرفته شده است. این بدان معنی است که کشور برای کلیه کالاهای وارداتی خود دارای سهم کوچکی است به طوری که کشش عرضه این کالاها در سطح قیمت‌های موجود جهان بی‌نهایت می‌باشد.

۴-۴- قیمت صادرات

قیمت صادرات همان قیمتی است که در زمان فروش تولیدات در بازار صادرات نصیب تولید کنندگان داخلی خواهد شد. این معادله مشابه معادله مربوط به قیمت واردات است. تنها تفاوت این دو معادله این است که در معادله قیمت صادرات مالیات و هزینه مبادله موجب کاهش قیمتی می‌شود که به تولید کننده داخلی می‌رسد.

$$PE_c = pwe_c(1-te_c).EXR - \sum_{\acute{c}\in ct} PQ_{\acute{c}} .ice_{\acute{c}c} \qquad (۲)$$

PE_c : قیمت صادرات بر حسب پول داخلی

pwe_c : قیمت جهانی صادرات (بر حسب پول داخلی)

te_c : نرخ مالیات بر صادرات

مقداری از کالای ć به عنوان نهاده تجاری به ازای هر واحد c استفاده می‌شود.

$ice_{\acute{c}c}$:کالای

$c \in CM(\subset c)$ مجموعه کالاهای صادراتی (که تولید کننده داخلی آنها را تولید می‌کند).

۴-۵- قیمت تقاضا برای کالاهای داخلی غیر تجاری

با وجود هزینه مبادله لازم است بین قیمت پرداخت شده توسط مصرف کنندگان و قیمت دریافت شده توسط تولید کنندگان تفاوت قائل شد. در واقع قیمت تقاضا از مجموع قیمت عرضه و هزینه مبادله بدست می‌آید .

$$PDD_c = PDS_c + \sum_{\acute{c}\in CT} PQ_{\acute{c}}.icd_{\acute{c}c} \qquad (۳)$$

PDD_c: قیمت تقاضا برای کالاهایی که در داخل تولید و به فروش می‌رود.

PDS_c: قیمت عرضه برای کالاهایی که در داخل تولید و به فروش می‌رود.

مقداری از کالای ć که به عنوان نهاده تجاری به ازای هر واحد cاستفاده می‌شود.

$icd_{\acute{c}c}$: کالای

$c \in CD(\subset c)$ مجموعه فروش داخلی کالاهای تولید شده در داخل می باشد.

۴-۶- جذب

مصرف کنندگان داخلی از کالاهای داخلی و خارجی استفاده می‌کنند. جذب نشان‌دهنده کل هزینه داخلی با توجه به قیمت تقاضاست .

$$PQ_c(1- tq_c).QQ_c=PDD_c.QD_c+ PM_c.QM_c \qquad c \in (CD \cup CM) \qquad (۴)$$

QQ_c: مقدار کالایی که در بازار داخلی عرضه می‌شود (عرضه مرکب)

QD_c :مقدار فروش داخلی کالای تولید شده در داخل

QM_c: مقدار واردات

tq_c : نرخ مالیات بر فروش

معادله جذب کلیه کالاهایی که در داخل به فروش می‌روند را شامل می‌شود. به عبارت دیگر کل کالاهای وارداتی یا تولید داخلی که در داخل فروخته می‌شون (Gharibnavaz & Waschik 2018).

۴-۷- ارزش تولیدات بازاری

برای هر کالای تولید شده در داخل ارزش تولید بازاری (به قیمت تولید کننده) از مجموع ارزش فروش داخلی و صادرات محاسبه می‌شود.

$$PX_c.QX_c=PDS_c.QD_c+PE_c.QE_c \qquad c \in CX \qquad (۵)$$

PX_c: قیمت کل، QX_c: مقدار بازاری کل تولید داخلی کالا، QE_c: مقدار صادرات، $c \in CM(\subset c)$: مجموعه کالاهای صادراتی (که تولید کننده داخلی آنها را تولید می‌کند)

۴-۸- قیمت فعالیت

قیمت فعالیت نشان دهنده درآمد ناخالص هر واحد فعالیت است. به عبارت دیگر درآمد حاصل از فروش تولیدات فعالیت‌ها است. عایدی هر فعالیت در قیمت کالا بر حسب فعالیت ضرب شده است.

$$PA_a= \sum PXAC_{ac} \cdot \theta_{ac} \qquad \alpha \in A \qquad (۶)$$

قیمت فعالیت $a:PA_a$ برای فعالیت c قیمت (قیمت تولید کننده) کالای، $PXAC_{ac}$: a به ازای هر واحد فعالیت cعایدی تولید کالای θ_{ac}

۹-۴- قیمت نهاده واسطه‌ای

ارزشی که هر فعالیت ایجاد می‌کند از طریق نهاده‌های واسطه‌ای و عوامل تولید (کار و سرمایه) است. قیمت تجمیعی نهاده واسطه‌ای به صورت زیر قابل محاسبه است (Lofgren et al, 2002):

$$PINTA_a = \sum_{c \epsilon C} PQ_c.ica_{c\,a} \qquad a \in A \qquad (۷)$$

$PINTA_a$: قیمت نهاده‌های واسطه‌ای تجمیع شده برای فعالیت a

ica_{ca}: مقدار کالای c به ازای هر واحد داده واسطه‌ای فعالیت a

۱۰-۴-هزینه و درآمد فعالیت

با توجه به معادله (۷) ارزش کل ایجاد شده برای هر فعالیت از ارزش ایجاد شده توسط مواد واسطه‌ای و ارزش افزوده حاصل از عوامل می‌باشد. بنابراین، درآمد بعد از کسر مالیات هر فعالیت به صورت زیر است .

$$PA_a(1\text{-}ta_a)QA_a = PVA_a.QVA_a + PINTA_a.QINTA_a \qquad (۸)$$

مقدار ارزش افزوده QA_a: محصول فعالیت (سطح فعالیت)ta_a: نرخ مالیات بر فعالیت

PVA_a: قیمت ارزش افزوده$QINTA_a$: مقدار کل نهاده‌های واسطه‌ایQVA_a:کل

۱۱-۴- شاخص قیمت مصرف کننده

برای محاسبه شاخص قیمت مصرف کننده نیاز به محاسبه وزن کالاها وجود دارد. در واقع شاخص قیمت مصرف کننده از حاصل ضرب قیمت کالاهای مصرف شده در وزن هر کالاست .

$$\overline{CPI} = \sum_{c \square C} PQ_c.cwts_c \qquad (۹)$$

وزن c در شاخص قیمت مصرف کننده$\overline{CPI}$:شاخص قیمت مصرف کننده (شاخص برونزا)

$cwts_c$:کالاهای مجموعه

وزن هر کالا در شاخص قیمت مصرف کننده = ارزش مصرف کالایcتوسط خانوار / ارزش کل مصرف خانوار

۴-۱۲-شاخص قیمت تولید کننده

شاخص قیمت تولید کننده برای تولید بازاری داخلی به صورت زیر محاسبه می‌شود (Lofgren et al, 2002):

$$DPI=\sum_{c\square C} PDS_c .dwts_c \qquad (۱۰)$$

شاخص قیمت تولید کننده برای تولید بازاری داخلیDPI: وزن هر کالا در شاخص قیمت تولید کنندهdwts$_c$:

وزن هر کالا در شاخص قیمت تولید کننده = ارزش فروش داخلی کالایC / ارزش کل فروش داخلی

۴-۱۳- معادلات تولید و تجارت

هر یک از بخش‌ها دارای تولیداتی هستند. بخش‌ها به گونه‌ای تولید می‌کنند که سودشان با توجه به نوع تکنولوژی که در اختیار دارند ماکزیمم گردد. در شرایط رقابت کامل در بازار محصول و بازار نهاده‌های تولید، قیمت محصول و قیمت نهاده‌های تولید برای تولیدکنندگان تعیین شده و این مقدار تولید از هر کالا (و مقدار استفاده از نهاده‌های تولید) است که باید تعیین شود.

۴-۱۴- تکنولوژی *CES*: تابع تولید فعالیت

هر رشته فعالیت برای تولید از دو نوع عامل (ارزش افزوده و مواد واسطه‌ای) استفاده می-نماید. تابع تولید فعالیت به صورت زیر محاسبه می‌گردد (Lofgren et al, 2002):

$$QA_a=\alpha_a^a.\left(\delta_a^a QVA_a^{-\rho_a^a}+(1-\delta_a^a)QINTA_a^{-\rho_a^a}\right)^{\frac{-1}{\rho_a^a}} \qquad a \in ACES \qquad (۱۱)$$

CES پارامتر کارایی در تابع تولید α_a^a: CES پارامتر سهم در تابع تولیدδ_a^a: می‌باشند CES توان تابع تولید ρ_a^a: استفاده می‌کنند CES مجموعه‌ای از فعالیت‌ها که از تکنولوژی $a\in ACES(\subset A)$:

تکنولوژی CES نسبت ارزش افزوده به مواد واسطه‌ای برابر است با (Lofgren et al, 2002):

$$\frac{QVA_a}{QINTA_a}=\left[\frac{PINTA_a}{PVA_a}.\frac{\delta_a^a}{1-\delta_a^a}\right]^{\frac{1}{1+\rho_a^a}} \qquad a \in ACES \qquad (۱۲)$$

۴-۱۵-تکنولوژی لئونتیف: تقاضا برای ارزش افزوده کل

در این معادله ivaa بیانگر مقدار ارزش افزوده به ازای هر واحد فعالیت است.

$$QVA_a=iva_a.QA_a \qquad a \in ALEO \qquad (۱۳)$$

۴-۱۶-تکنولوژی لئونتیف: تقاضا برای کل نهادهای واسطه‌ای

در تابع زیر intaa مقدار مواد واسطه‌ای به ازای هر فعالیت می‌باشد که از روی اطلاعات ماتریس حسابداری اجتماعی قابل محاسبه است .

$$QINTA_a=inta_a.QA_a \qquad a \in ALEO \qquad (۱۴)$$

۴-۱۷- تکنولوژی *CES* : تابع ارزش افزوده

تابع ارزش افزوده به صورت زیر تعریف می‌شود (Lofgren et al, 2002):

$$QVA_a=\alpha_a^{va}\left[\sum_{f\in F}\delta_{fa}^{va}QF_{fa}^{-\rho_a^{va}}\right]^{\frac{-1}{\rho_a^{va}}} \qquad (۱۵)$$

α_a^{va}: پارامتر کارائی در تابع ارزش افزوده از نوع CES

δ_{fa}^{va}: پارامتر سهم هر عامل در تابع ارزش افزوده از نوع CES a توسط رشته فعالیت F

QF_{fa}:مقدار تقاضای عامل تولید

$f\in F(=F')$: مجموعه عوامل تولید ρ_a^{va}: تبدیلی است از کشش جانشینی عوامل

۱۸- تابع تقاضای عوامل تولید

تابع تقاضای عوامل تولید به صورت زیر تصریح شده است:

$$WF_f.\overline{WFDIST_{fa}}=PVA_a(1-tvA_a).QVA_a.\left[\sum_{f\square F}\delta_{fa}^{va}.QF_{fa}^{-\rho_a^{va}}\right]^{-1}\delta_{fa}^{va}.QF_{fa}^{-\rho_a^{va}-1} \qquad (۱۶)$$

tvA_a: نرخ مالیات بر ارزش افزوده رشته فعالیت a

WF_f: قیمت متوسط عامل تولید f

$\overline{WFDIST_{fa}}$: شاخص قیمت عامل تولید در هر رشته فعالیت

تقاضای غیر تجمیعی نهاده‌های واسطه‌ای (تابع تولید لئونتیف)

برای هر رشته فعالیت تقاضای داده‌های واسطه‌ای غیر تجمیعی توسط یک تابع تولید استاندارد از نوع لئونتیف قابل استخراج است .

$$QINT_{ca}=ica_{ca}.QINTA_{a} \qquad (۱۷)$$

$QINTA_{a}$: مقدار کالای c به عنوان نهاده واسطه‌ای فعالیت A

۴-۱۹-تولید و تخصیص کالا

در ماتریس حسابداری اجتماعی (فرم استاندارد) هر رشته فعالیت دارای فروش بازاری یا خانگی است. بنابراین مقادیر تولید شده که برای هر رشته فعالیت از حاصل‌ضرب عایدی در مقدار فعالیت محاسبه می‌شود به دو بخش فروش بازاری و مصارف خانگی تخصیص می‌یابد.

$$QXAC_{ac}+\sum_{h\epsilon H} QHA_{ach}=\theta_{ac}.QA_{a} \qquad (۱۸)$$

$QXAC_{ac}$: مقدار تولید بازاری کالای c توسط فعالیت a (فروش بازاری)

QHA_{ach}: مقدار مصرف خانگی خانوار h از کالای c تولید شده توسط فعالیت a

تابع تجمیعی تولید به صورت زیر است (Lofgren et al, 2002):

$$QX_{c}=\alpha_{c}^{ac}\left[\sum_{a\epsilon A}\delta_{ac}^{ac}.QYAC_{ac}^{-\rho_{c}^{ac}}\right]^{\frac{-1}{\rho_{c}^{ac}}} \qquad (۱۹)$$

α_{c}^{ac}: پارامتر انتقال برای تابع تجمیعی تولید داخلی

δ_{c}^{ac}: پارامتر سهم برای تابع تجمیعی تولید داخلی

ρ_{c}^{ac}: نمای تابع تجمیعی تولید داخلی

۴-۲۰- شرط اولیه برای تابع تجمیعی تولید

معادله زیر شرط اولیه برای تابع تجمیعی تولید است (Lofgren et al, 2002):

$$PXAC_{ac}=PX_{C}.QX_{c}\left[\sum_{a\square A}\delta_{ac}^{ac}.QXAC_{ac}^{-\rho_{c}^{ac}}\right]^{-1}.\delta_{ac}^{ac}.QXAC_{ac}^{-\rho_{c}^{ac}-1} \qquad (۲۰)$$

۴-۲۱- تابع تبدیل تولید (*CET*)

تابع تبدیل تولید مانند تابع تولید (CES) می‌باشد با این تفاوت که در این تابع توان مثبت است.

$$QX_c=\alpha_c^t\left[\delta_c^t.QE_c^{\rho_c^t}+(1-\delta_c^t).QD_c^{\rho_c^t}\right]^{\frac{-1}{\rho_c^t}} \qquad c \in (CE \cap CD) \qquad (۲۱)$$

۴-۲۲- نسبت عرضه صادرات – داخلی

این نسبت را می‌توان بر حسب قیمت نسبی آنها محاسبه کرد.

$$\frac{QE_C}{QD_C}=\left[\frac{PE_c}{PDS_c}.\frac{1-\delta_c^t}{\delta_c^t}\right]^{\frac{1}{\rho_c^t-1}} \qquad c \in (CE \cap CD) \qquad (۲۲)$$

۴-۲۳-تبدیل تولید برای تولیدات فروش داخلی بدون صادرات و بالعکس

این تابع به شرح زیر است .

$$QX_C=QD_C+QE_C \qquad C \in (CD\cap CEN)\cup(CE\cap CDN) \qquad (۲۳)$$

$C \in CEN(\subset C)$: کالاهای غیر صادراتی متمم CE

$C \in CEN(\subset C)$: کالاهای تولید شده داخل که فروش داخلی ندارند متمم CD

۴-۲۴- عرضه مرکب (تابع آرمینگتون)

کالای مرکبی که در داخل عرضه می‌شود از کالاهای داخلی و وارداتی به عنوان نهاده استفاده می‌کند. جانشینی ناخالص بین واردات و کالاهای تولید داخل که در داخل به فروش می‌روند توسط یک تابع تجمیعی از نوع CES چگونگی ترکیب این دو نوع نهاده برای تولید کالای مرکب را نشان می‌دهد. به این تابع، تابع آرمینگتون نیز گفته می‌شود .

$$QQ_c=\alpha_c^q.\left[\delta_c^q.QM_c^{-\rho_c^q}+(1-\delta_c^q).QD_c^{-\rho_c^q}\right]^{\frac{-1}{\rho_c^q}} \qquad C \in (CM \cap CD) \qquad (۲۴)$$

ρ_c^q:توان تابع آرمینگتونδ_c^q: پارامتر سهم تابع آرمینگتون α_c^q:پارامتر انتقال تابع آرمینگتون

۴-۲۵-نسبت تقاضای واردات – به تولید داخل

ترکیب بهینه واردات و تولید داخل را می‌توان با معادله زیر بدست آورد .

$$\frac{QM_c}{QD_c}=\left[\frac{PDD_c}{PM_c}.\frac{\delta_c^q}{1-\delta_c^q}\right]^{\frac{1}{1+\rho_c^q}} \qquad C \in (CM \cap CD) \qquad (۲۵)$$

۴-۲۶-عرضه مرکب تولیدات بدون واردات یا واردات بدون تولید داخلی یا تقاضای کالای وارداتی به کالای تولید داخل

معادله عرضه مرکب تولیدات بدون واردات یا بالعکس به شرح زیر است .

$$QQ_C=QD_C+QM_C \qquad (۲۶)$$
$$C\subset(C\cap CMN)\cup(CM\cup CDN)$$

$C\in CMN(\subseteq C)$:مجموعه‌ای از کالای غیر وارداتی

۴-۲۷-تقاضا برای خدمات مبادلاتی

در معادله زیر QTC مقدار کالای تقاضا شده به عنوان داده خدمات مبادله‌ای را نشان می‌دهد.

$$QT_C=\sum_{c\square\acute{c}}(icm_{c\acute{c}}.QM_{\acute{c}}+icc_{c\acute{c}}QE_{\acute{c}}+icd_{c\acute{c}}QD_{\acute{c}}) \qquad (۲۷)$$

۴-۲۸- معادلات مؤسسات

در واقع در این بخش چهار گروه اصلی خانوارها، شرکت‌های غیر دولتی، دولت و بخش خارجی وجود دارند. هر عامل تولیدی درآمدی کسب می‌کند که با معادله زیر می‌توان حساب کرد .

$$YF_f=\sum_{a\square A}WF_f.\overline{WFDIST}_{fa}.QF_{f\,a} \qquad f\in F \qquad (۲۸)$$

YF_f: درآمد عامل تولید f

۴-۲۹- درآمد مؤسسات از هر عامل

درآمد مؤسسات از هر عامل به شکل زیر است .

$$YIF_{if}=shif_{if}.[(1-tf_f).YF_f-trnsfr_{if}.EXR] \qquad (۲۹)$$
$$i\in INSD\ ,\ f\in F$$

سهم موسسه i در درآمد YIF_{if}: درآمد موسسه داخلی i از عامل f

پرداخت انتقالی f به موسسه i: tf_f مالیات مستقیم برای عامل f:$shif_{if}$داخلی

مجموعه‌ای از $i\in INS$: مجموعه‌ای از مؤسسات داخلی و خارجی $trnsfr_{if}$: عامل

$i\in INSD$: مؤسسات داخلی

۴-۳۰- درآمد مؤسسات داخلی غیر دولتی

درآمد موسسات داخلی غیر دولتی به صورت زیر است .

$$YI_i=\sum_{f\square F} YIF_{if}+\sum_{i\square INSPNG} TRII_{ii'}=trnsfr_{i,gov}.\overline{CPI}+trnsfr_{i,row}.EXR \qquad (۳۰)$$

YI_i: درآمد موسسه iام

$TRII_{ii'}$: پرداخت‌های انتقالی موسسه i به موسسه i ام

۴-۳۱- پرداخت انتقالی بین موسسه‌ای

پرداخت انتقالی بین موسسه‌ای به صورت زیر محاسبه می‌گردد .

$$TRII_{ii'}=shii_{ii'}(1-MPS_{i'})(1-TINS_{i'})YI_{i'} \qquad (۳۱)$$

$shii_{ii'}$: سهم درآمد خالص موسسه i ام از موسسه i

$MPS_{i'}$: میل نهایی به پس انداز موسسه داخلی غیر دولتی i

$TINS_{i'}$: مالیات مستقیم موسسه i

۴-۳۲- مخارج مصرفی خانوار

مخارج مصرفی خانوار به صورت زیر محاسبه می‌گردد .

$$EH_h=(1-\sum_{i\in IN} shii_{ih}).(1-MPS_h).(1-TINS_h).YI_h \qquad h\in H \qquad (۳۲)$$

$i\in H(\subset INSDNG)$: مجموعه خانوارها EH_h: مخارج مصرفی خانوار h ام

۴-۳۳- مخارج مصرفی خانوار روی کالاهای بازاری

مخارج مصرفی خانوار روی کالاهای بازاری به صورت تابع زیر قابل محاسبه است .

$$PQ_c.QH_{ch}=PQ_c.\gamma^m_{ch}+\beta^m_{ch}.\left[EH_h-\sum_{c\epsilon C} PQ_{c'}.\gamma^m_{c'h}-\sum_{a\square A}\sum_{c\square C} PXAC_{a'c'}.\gamma^h_{a'c'h}\right] \qquad (۳۳)$$

QH_{ch}h توسط خانوار c توسط خانوار h: مقدار مصرفی کالای بازاری

γ^m_{ch}: مصرف حداقل معیشت کالای بازاری توسط خانوار

$\gamma^h_{a'ch}$: مصرف حداقل معیشت کالای خانگی c' که از فعالیت a ایجاد می‌شود توسط خانوار h

β^m_{ch}: سهم نهایی مخارج مصرفی روی کالای بازاری c

$$PXAC_{ac}.QHA_{ach}=$$

$$PXAC_{ac}.\gamma^h_{ach}+\beta^h_{ach}.\left[EH_h-\sum_{c\epsilon C} PQ_{c'}.\gamma^m_{c'h}-\sum_{a\square A}\sum_{c\square C} PXAC_{a'c'}.\gamma^h_{a'c'h}\right] \qquad (۳۴)$$

β^h_{ach}: سهم نهایی مخارج مصرفی کالای خانگی c از فعالیت a برای خانوار h

۴-۳۴-تقاضای سرمایه‌گذاری

تقاضای سرمایه‌گذاری از حاصل‌ضرب مقدار سال پایه در یک عامل تعدیل کننده بدست می‌آید .

$$QINV_C=\overline{IADJ}.\overline{qinv}_c \quad (۳۵)$$

مقدار پایه‌ای تقاضای سرمایه $QINV_C$: مقدار تقاضای سرمایه گذاری ثابت کالا $\overline{qinv}$:گذاری ثابت

IADJ: عامل تعدیل کننده سرمایه گذاری

۴-۳۵- تقاضای مصرف دولت

$$QG_C=\overline{GADJ}.\overline{qg}_c \quad (۳۶)$$

$\overline{GADJ}$: عامل تعدیل کننده مصرف دولت QG_C: تقاضای مصرفی دولت برای کالای c $\overline{qg}_c$:مقدار پایه‌ای تقاضای دولت می‌باشند.

۴-۳۶- درآمد دولت

$$\begin{aligned} YG = & \sum_{i\in INSDNG} TINS_i.YI_i + \sum_{f\in F} tf_f.YF_f + \sum_{a\in A} tv_a.PVA_a.QVA_a \\ & + \sum_{a\in A} ta_a.PA_a.QA_a + \sum_{c\in CM} tm_c.pwm_c.QM_C.EXR \\ & + \sum_{c\in CE} te_c.pwe_c.QE_C.EXR + \sum_{c\in C} tq_c.PQ_C.QC_c \\ & + \sum_{f\in F} YIF_{gov.f}.transfre_{gov,rov}..EXR \end{aligned} \quad (۳۷)$$

YG: درآمد دولت

۴-۳۷- مخارج دولت

مخارج کل دولت شامل هزینه‌های مصرفی و پرداخت‌های انتقالی است .

$$EG=\sum PQ_C.QG_C + \sum_{i\in INSDNG} trnsfr_{i,gov}.\overline{CPI} \quad (۳۸)$$

EG: مخارج دولت

۴-۳۸-قیدهای سیستم

۴-۳۹- بازار عوامل

معادله بازار عوامل به شرح زیر است.

$$\sum_{a\in A} QF_{fa}=\overline{QFS_f} \qquad (۳۹)$$

مقدار عرضه هر عامل$\overline{QFS_f}$:

۴-۴۰- بازار کالای مرکب

معادله بازار کالای مرکب به صورت زیر می‌باشد:

$$QQ_c=\sum_{a\in A} QINT_{ca}+\sum_{h\in H} QH_{ch}+QG_c+QINV_C+qdst_c+QT_c \qquad (۴۰)$$

$qdst_c$:مقدار تغییر در ذخیره انبار

۴-۴۱-تراز حساب جاری برای جهان خارج بر حسب پول خارجی

$$\sum_{c\in C} pwm_c.QM_c+\sum_{f\in F} transfr_{row,f} \qquad (۴۱)$$

$$=\sum pwe_c.QE_c+\sum_{i\in INSD} trnsfr_{i,row}+\overline{FSAV} \qquad (۴۲)$$

$\overline{FSAV}$: پس انداز خارجی بر حسب پول خارجی

۴-۴۲- تراز دولت

$$YG=EG+GSAV \qquad (۴۳)$$

۴-۴۳- نرخ مالیات مستقیم مؤسسات

$$TINS_i=\overline{tins_i}.(1+\overline{TINSADJ}.tins01_i)+\overline{DTINS}_i.tins01_i \qquad (۴۴)$$

نرخ برونزای مالیات مستقیم i ام$TINS_i$: نرخ مالیات مستقیم موسسه داخلی i ام

$\overline{tins_i}$:داخلی

$\overline{TINSADJ}$: عامل تعدیل کننده مالیات مستقیم

۴-۴۴- نرخ پس انداز مؤسسات

$$MPS_i=\overline{mps}_i.(1+\overline{MPSADJ}.mps01_i)+DMPS.mps01_i \quad (۴۵)$$

$\overline{mps}_i$: نرخ پس انداز پایه برای موسسه داخلی iام

$\overline{MPSADJ}$:

DMPS: تغییر در نرخ پس انداز مؤسسات داخلی

۴-۴۵- تراز پس انداز - سرمایه گذاری

$$\sum_{i\in INSDNG} MPS_i.(1-TINS_S).YI_i+GSAV+EXR.\overline{FSAV}$$

$$\sum_{i\in INSDNG} MPS_i.(1-TINS_S).YI_i+GSAV+EXR.\overline{FSAV} \quad (۴۶)$$

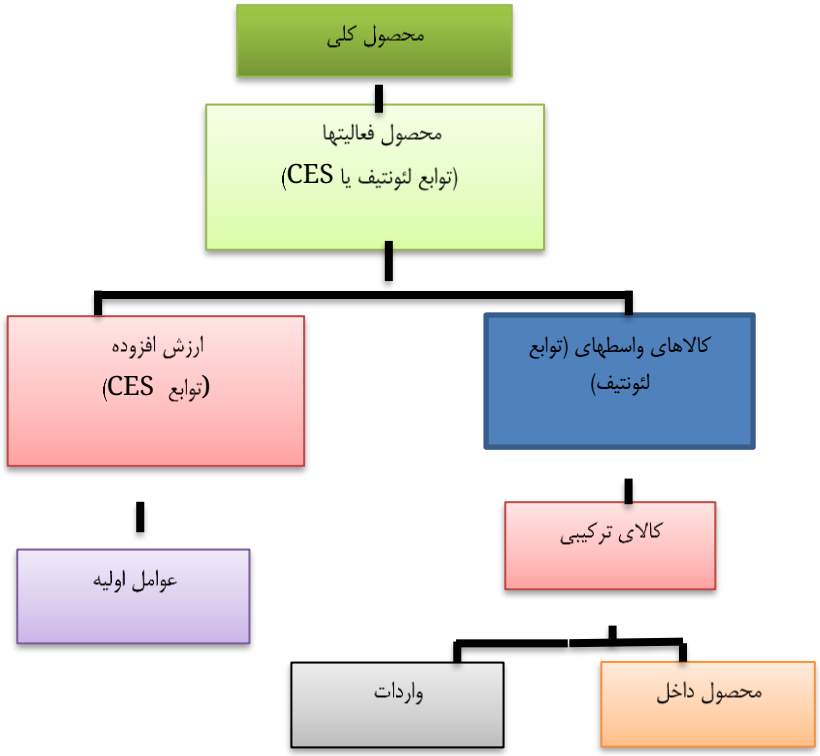
$$=\sum_{c\in C} PQ_c.QINV_c+\sum_{c\in C} PQ_c.qdst_c$$

۴-۴۶-نسبت سرمایه گذاری به جذب و نسبت مصرف دولت به جذب

$$INVSHR.TABS=\sum_{c\in C} PQ_c.QINV_c+\sum_{c\in C} PQ_c.qdst_c \quad (۴۷)$$

$$GOVSHR.TABS=\sum_{c\in C} PQ_c.QG_c \quad (۴۸)$$

همان طور که مشاهده می‌شود مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر یک مدل بهینه‌یابی است. به عبارت دیگر نتیجه حل مدل یک جواب بهینه می‌باشد که ترکیبی از متغیرهای درونزا که تحت تأثیر شوک‌های برونزا قرار گرفته‌اند. در این مدل‌ها تأثیرات قیمتی به صورت کامل بررسی شده و تعادل عمومی جایگزین تعادل جزئی شده است.



نمودار ۱. ساختار و فرایند کلی تولید در مدلهای تعادل عمومی

مأخذ: لوفگرن و همکاران (۲۰۰۲)

Figure 1. General structure and production process in general equilibrium models

Source: Lofgren et al. (2002)

۵- تجزیه و تحلیل

در ماتریس حسابداری اجتماعی مورد استفاده در این تحقیق اقتصاد ایران به چهار بخش تولیدی کشاورزی، صنعت، حمل و نقل و خدمات تقسیم شده است. بخش کالاها شامل شش کالای کشاورزی، بنزین، گازوئیل، صنعت، حمل و نقل و خدمات است. هزینه‌های مبادله شامل فروش‌های داخلی، واردات و صادرات می‌باشد. نیروی کار و سرمایه عوامل

تولید هستند. خانوارها به دو بخش خانوار شهری و روستایی تقسیم شده‌اند. بخش مؤسسات شامل شرکت‌ها، دولت، مالیات‌های مستقیم، مالیات‌های غیر مستقیم، تعرفه‌های واردات، جهان خارج، پس انداز - سرمایه‌گذاری و ذخیره انبار می‌باشد.

پژوهش حاضر بر اساس جدیدترین جدول داده - ستاده اقتصاد ایران که مربوط به سال ۹۰ می‌باشد، انجام شده است. بر اساس ماتریس حسابداری اجتماعی استاندارد این سال و مدل نوشته شده در نرم‌افزار گمز (GAMS) در قالب مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر اثرات سه سناریو:

۱- افزایش ۲۵ درصد مخارج مصرفی دولت (سناریو ۱)
۲- کاهش ۲۵ درصد مخارج مصرفی دولت (سناریو ۲)
۳- افزایش ۲۵ درصد مخارج سرمایه ای دولت (سناریو ۳)

بر بخش‌های اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گرفته است. میزان تأثیر این سناریوها بر صادرات و واردات کالاها، مصرف خانوارها از کالاها، ارزش افزوده بخش‌ها، میزان تولید و سرمایه گذاری بخش‌های مختلف صنعت، اشتغال بخش‌ها مورد ارزیابی قرار گرفته است. پارامترهای رفتاری و بومی سازی مدل از مطالعات دیگران گرفته شده است.

جدول ۳ نمایانگر تأثیر افزایش ۲۵ درصدی مخارج مصرفی دولت بر روی فعالیت‌های مختلف است. صادرات بخش صنعت ٦/٤٣ درصد افزایش نشان می‌دهد و واردات این بخش ٦/٤ افزایش یافته است. صادرات در بخش کشاورزی کاهش یافته و بخش خدمات رشد پیدا کرده است و واردات همه بخش‌ها افزایش یافته است. طبق سناریو اول با افزایش مخارج دولت از طریق یارانه به تولید کننده و پرداختهای انتقالی می تواند بر بخشهای اقتصادی کشور رشد قابل قبول اعمال کند. افزایش صادرات بخش کشاورزی نسبت به سایر بخش‌ها کمترین است. همچنین، کاهش واردات کالاهای کشاورزی نسبت به سایر کالاها کمترین می‌باشد. توجه به نتایج سناریو دوم (کاهش مخارج دولت) صادرات بخش صنعت ۱۰/۲۷ درصد افزایش نشان می‌دهد و واردات بخش صنعت ٦/٦٢ کاهش پیدا کرده است. در مجموع صادرات تمام بخش‌ها افزایش یافته است و واردات کاهش پیدا کرده است. کاهش مخارج دولت باعث کاهش واردات کالا اساسی و صنعتی شده و طبع باعث کاهش تولید، کیفیت محصولات و کارایی در آینده نزدیک می‌شود. تأثیر افزایش ۲۵ درصدی مخارج سرمایه‌ای دولت بر روی فعالیت‌های مختلف (سناریو ۳) است. با توجه به این جدول

صادرات کالاهای صنعت ۸/۹۰ درصد افزایش نشان می‌دهد و این افزایش نسبت به سایر بخش‌ها بیشتر است. واردات کالاهای کشاورزی ۲/۷۰ درصد کاهش نشان می‌دهد. با افزایش سرمایه‌گذاری دولت در صنایع تبدیلی و بخش‌های اقتصادی کشور باعث افزایش تولید و به طبق افزایش صادرات در هم بخش خواهد بود.

جدول ۳. تأثیر سناریوها بر صادرات و واردات بخش‌ها
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 3. Impact of scenarios on exports and imports of sectors
Source: Research calculations

تأثیر سناریو ۱ بر صادرات و واردات بخش‌ها				
فعالیت	کشاورزی	صنعت	حمل و نقل	خدمات
صادرات	-۶/۰۱	۶/۴۳	-۳/۷۱	۱/۷۱
واردات	۱۷/۲۴	۶/۴۰	۳۱/۳۴	۹۵/۸۷
تأثیر سناریو ۲ بر صادرات و واردات بخش‌ها				
صادرات	۱/۰۳	۱۰/۲۷	۱/۹۲	۸/۷۱
واردات	-۴/۶۶	-۶/۶۲	-۲۳/۵۴	-۶/۹۶
تأثیر سناریو ۳ بر صادرات و واردات بخش‌ها				
صادرات	۲/۳۰	۸/۹۰	۷/۷۰	۵/۸۱
واردات	-۲/۷۰	-۷/۲۲	-۳/۸۱	-۹/۰۹

جدول ٤ نشان دهنده تأثیرپذیری مصرف خانوارهای شهری و روستایی از افزایش مخارج مصرفی دولت است. تحت اعمال این سیاست مصرف خانوارهای شهری از کالاهای کشاورزی به میزان ۴/۴۸ درصد کاهش پیدا کرده است، و مصرف خانوارهای روستایی از کالاهای کشاورزی ۴/۳۴ درصد افزایش نشان می‌دهد. علاوه بر این مصرف کالاهای بنزین و خدمات برای خانوارهای شهری افزایش، و مصرف کالاهای بنزین، گازوئیل و خدمات برای خانوارهای روستایی تحت اعمال این سیاست رشد نشان می‌دهد. نتایج نشان دهنده سیاست کاهش ۲۵ درصدی مخارج مصرفی دولت بر مصرف خانوارها (سناریو ۲) است. تحت اعمال این سیاست، مصرف خانوار از کالاهای صنعت به ترتیب ۳/۴۲ و ۲/۶۷ درصد کاهش یافته است. تغییرات مصرف خانوارهای شهری و روستایی بر اثر اجرای سناریو ۲ آورده شده است. تحت

اعمال سناریو ۳ افزایش مخارج سرمایه ای دولت بر مصرف خانوار شهری از کالاهای بنزین، صنعت و خدمات افزایش یافته و این مصرف برای سایر کالاها کاهش پیدا کرده است، و مصرف کالاهای صنعت ۳/۶۹ درصد افزایش یافته است. برای خانوارهای روستایی مصرف کالاهای بنزین، گازوئیل و خدمات افزایش یافته و سایر کالاها کاهش پیدا کرده است و مصرف کالاهای کشاورزی ۳/۶۷ درصد کم شده است. بسیاری از مطالعات تجربی مانند سلیمانی (۲۰۱٦)، من سینگر و همکاران (۲۰۱۷)، بیولسی (۲۰۱۷) و رامی و زبیری (۲۰۱۸) این نوع مسأله را مورد بررسی قرار داده‌اند و به نتایج مشابهی دست یافته‌اند (Biolsi, 2017; Mencinger, Aristovnik, & Verbič, 2017; Ramey & Zubairy, 2018; Slimani, 2016).

جدول ٤. تأثیر سناریوها بر مصرف خانوارها
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 4. Impact of scenarios on household consumption
Source: Research calculations

کالاها	کشاورزی	بنزین	صنعت	گازوئیل	حمل و نقل	خدمات
تأثیر سناریو ۱ بر مصرف خانوارها						
شهری	-۴/۴۸	۲/۲۸	-۴/۳۲	-۳/۲۰	-۴/۴۴	۹/۲۸
روستایی	۴/۳۴	۱/۲۱	-۳/۱۸	۲/۴۶	-۵/۰۶	۳/۶۹
تأثیر سناریو ۲ بر مصرف خانوارها						
شهری	-۲/۶۹	۲/۵۱	-۳/۴۲	۳/۰۴	-۳/۶۱	۱/۸۵
روستایی	-۱/۴۷	-۲/۵۹	-۲/۶۷	۲/۰۴	-۴/۴۲	۵/۲۵
تأثیر سناریو ۳ بر مصرف خانوارها						
شهری	-۲/۲۹	۳/۸۲	۳/۶۹	-۳/۳۹	-۲/۲	۲/۸۵
روستایی	-۳/۶۷	۱/۳۶	-۱/۴۴	۲/۰۴	-۴/۹۹	۳/۳۸

جدول ۵ با توجه به ارزش افزوده بخش‌های مختلف افزایش پیدا کرده است و این افزایش برای بخش صنعت ۴/۲۸ درصد هست. سرمایه گذاری بخش صنعت به میزان ۲/۳۳ درصد کاهش پیدا کرده است که نسبت به سایر بخش‌ها بیشترین کاهش را نشان می‌دهد. نتایج سناریو دوم حاکی از آن است که ارزش افزوده بخش‌ها کاهش پیدا کرده است و این کاهش

برای بخش صنعت ۷/۸۷ درصد است، ارزش افزوده بخش‌های کشاورزی، حمل و نقل و خدمات به ترتیب ۴/۱۱، ۱۲/۴۲ و ۱۱/۹۱ درصد کاهش نشان می‌دهند. سرمایه گذاری بخش کشاورزی به میزان ۴/۰۹ درصد افزایش پیدا کرده، که این مقدار برای بخش‌های صنعت، حمل و نقل و خدمات به ترتیب ۷/۳۷، ۱۰/۳۱ و ۱۴/۶۰ است. با توجه به سناریو ۳ ارزش افزوده بخش‌های مختلف افزایش پیدا کرده است و این افزایش برای بخش صنعت ۱۸/۵۳ درصد است که این افزایش نسبت به بخش‌های کشاورزی و خدمات کمتر است. سرمایه‌گذاری بخش صنعت به میزان ۱۳/۸۰ درصد افزایش پیدا کرده است که با مطالعات قاسمی تادوانی و همکاران (۱۳۹۰) و صبوحی صابونی و همکاران (۱۳۹۰) و بدیع برزین و همکاران (۲۰۲۰) مطابقت دارد (Badih Bbarzin, Norozian, Hoseyni, & Taghavi, 2020; Ghasemi Tadevani, Salarpour, & Sabohi Sabouni, 2011; Mahmoud Sabohi, Fatana Nik Bakhsh, & Alireza, 2011).

جدول ۵. تأثیر سناریوها بر ارزش افزوده و سرمایه‌گذاری
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 5. Impact of scenarios on value added and investment
Source: Research calculations

سناریو ها	فعالیت	کشاورزی	صنعت	حمل و نقل	خدمات
افزایش مخارج مصرفی دولت سناریو ۱	ارزش افزوده	۱۰/۰۴	۴/۲۸	۱۲/۴۲	۱۰/۹۱
	سرمایه گذاری	-۸/۰۳	-۲/۳۳	۳/۰۵	۵/۸۰
کاهش مخارج مصرفی دولت سناریو ۲	ارزش افزوده	-۴/۱۱	-۷/۸۷	-۱۲/۴۲	-۱۱/۹۱
	سرمایه‌گذاری	۴/۰۹	۷/۳۷	۱۰/۳۱	۱۴/۶۰
افزایش مخارج سرمایه‌ای دولت سناریو ۳	ارزش افزوده	۵/۶۳	۱۸/۵۳	۲/۱۶	۹/۵۲
	سرمایه‌گذاری	۶/۸۸	۱۳/۸۰	۸/۷۰	۱۱/۱۵

جدول ٦. تأثیر سناریوها بر تولید و اشتغال بخش‌ها
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 6. Impact of scenarios on production and employment of sectors
Source: Research calculations

سناریو ها	فعالیت	کشاورزی	صنعت	حمل و نقل	خدمات
افزایش مخارج مصرفی دولت	تولید	۹/۵۱	۱۳/۹۶	۱۵/۰۶	۱۰/۱۸
	اشتغال	۴/۵۷	۱۵/۳۱	۶/۷۶	۸/۰۵
کاهش مخارج مصرفی دولت	تولید	۱/۲۱	۴/۸۳	-۱/۲۰	۲/۲۱
	اشتغال	۲/۱۵	۳/۳۲	-۱/۲۵	۳/۷۶
افزایش مخارج سرمایه‌ای دولت	تولید	۳/۰۳	۷/۸۶	۴/۵۰	۷/۱۹
	اشتغال	۲/۱۵	۷/۶۵	۳/۰۵	۶/۱۲

در **جدول ٦** تأثیر سناریو ۱ بر تولید بخش‌های مختلف همراه با تغییرات اشتغال آورده شده است. تولید بخش صنعت ۱۳/۹٦ درصد افزایش پیدا کرده است که نسبت به سایر بخش‌ها کمتر است. همراه با افزایش تولید، اشتغال در کلیه بخش‌ها رشد یافته است، اشتغال بخش صنعت با افزایش ۱۵/۳۱ درصدی همراه است. تاثیر سناریو دوم بر تولید و اشتغال بخش صنعت نسبت به سایر بخشها کاهش کمتر داشته و نتها بخش منفی این سناریو بخش حمل و نقل می باشد. اجرای سناریوی سوم بر تولید بخش‌های مختلف با تغییرات اشتغال همراه بوده است. افزایش مخارج سرمایه‌ای دولت بر تولید بخش‌های مختلف همراه با تغییرات اشتغال آورده شده است. سرمایه گزاری در بخش زیر ساختارها اقتصاد و صنایع تبدیلی و تکنولوژی باعث افزایش تولید بخش های میگردد . افزاش تولید باعث افزایش اشتغال و درآمد گشته است. این افزایش تولیدی در بخش‌های کشاورزی، حمل و نقل و خدمات به ترتیب برابر با ۳/۰۳، ٤/۵۰ و ۷/۳۲ درصد است. با مطالعه Badih Bbarzin et al, (2020) همسو بوده است.

جدول ۷. تأثیر اعمال تمامی سناریو ها بر بخش‌ها اقتصادی کشور (۱۵ درصدی سناریوها)
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 7. Impact of applying all scenarios on the economic sectors of the country (15% of scenarios)
Source: Research calculations

فعالیت	کشاورزی	صنعت	حمل و نقل	خدمات
تولید	۵/۲۱	۵/۴۳	۵/۱۲	۶/۳۳
اشتغال	۲/۵۲	۴/۲۱	۳/۳۶	۵/۶۳
ارزش افزوده	۲/۷۷	۱/۴۵	۲/۱۱	۲/۲۵
سرمایه گذاری	۱/۵۴	-۱/۲۹	۰/۷۸	۲/۹۰
شهری	-۲/۹۵	-۱/۴۴	-۲/۶۵	۳/۱۱
روستایی	-۱/۲۸	-۱/۲۱	-۴/۶۶	۳/۷۶
صادرات	۴/۵۶	۴/۶۵	-۲/۶۰	۴/۸۹
واردات	۴/۹۲	-۲/۶۹	۱/۵۴	۴/۷۶

جدول ۷ نمایانگر تأثیر اجرای همزمان تمامی سناریوی بر تولید بخش‌های مختلف با تغییرات اشتغال همراه بوده است. افزایش مخارج مصرفی و سرمایه‌ای دولت و کاهش مخارج دولت (۱۵ درصدی سناریوها) بر تولید بخش‌های مختلف همراه با تغییرات اشتغال آورده شده است. سرمایه‌گذاری در بخش زیر ساختارها اقتصاد و صنایع تبدیلی و تکنولوژی باعث افزایش تولید بخش های می‌گردد . افزاش تولید باعث افزایش اشتغال و درآمد گشته است. این افزایش تولید در بخش‌های صنعت، حمل و نقل، کشاورزی و خدمات به ترتیب برابر با ۵/۴۳، ۵/۱۲، ۵ /۲۱ و ٦/۳۳ درصد است. بیشترین تغییرات اشتغال و تولید در بخش خدمات اتفاق افتاده است. با توجه نتایج ارزش افزوده بخش‌های مختلف افزایش پیدا کرده است و این افزایش برای بخش صنعت ۱/٤٥ درصد که نسبت به دیگر بخشها کمترین تغییر داشته است. سرمایه گذاری بخش صنعت به میزان ۱/۲۹درصد کاهش پیدا کرده است که نسبت به سایر بخش‌ها بیشترین کاهش را نشان می‌دهد. سرمایه گذاری بخش کشاورزی به میزان ۱/٥٤ درصد افزایش پیدا کرده است.

تحت اعمال این سیاست مصرف خانوارهای شهری از کالاهای کشاورزی و صنعتی به میزان ۲/۹۵ و ۱/٤٤درصد کاهش پیدا کرده است، و مصرف خانوارهای روستایی از کالاهای صنعتی ۱/۲۱ درصد کاهش نشان می‌دهد. علاوه بر این مصرف کالاهای خدماتی برای

خانوارهای شهری افزایش، و تنها مصرف کالاهای بخش خدمات برای خانوارهای شهری و روستایی تحت اعمال این سیاست رشد نشان می‌دهد. تحت اعمال این سیاست‌ها، مصرف خانوار از کالاهای صنعت به ترتیب ۱/٤٤ و ۱/۲۱ درصد کاهش یافته است.

در بخش صادرات صنعت ٤/٦٥ درصد افزایش نشان می‌دهد و واردات این بخش ۲/٦۹- کاهش یافته است. صادرات و واردات در بخش خدمات رشد پیدا کرده است و نسبت به بخش‌ها دیگر بیشترین تغییرات داشته است. طبق اعمال تمامی سناریوها از طریق یارانه به تولید کننده و پرداختهای انتقالی می تواند بر بخشهای اقتصادی کشور رشد قابل قبول اعمال کند. کاهش صادرات بخش حمل و نقل نسبت به سایر بخش‌ها بوده است. با توجه اعمال تحریم ها باعث کاهش واردات کالا اساسی و صنعتی شده و طبع باعث کاهش تولید، کیفیت محصولات و کارایی در آینده نزدیک می‌شود. با توجه به سیاستها کلان کشور در بحث تامین کالا اساسی بخش کشاورزی بیشترین واردات به خود اختصاص داده است.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

این مطالعه، با استفاده از آخرین اطلاعات جدول ماتریس حسابداری اجتماعی مربوط به سال ۱۳۹۰، انجام شد. سپس، با اعمال شوک سیاست‌های مالی دولت در قالب سه سناریو افزایش ۲۵ درصدی مخارج مصرفی دولت، کاهش ۲۵ درصدی مخارج مصرفی دولت و افزایش ۲۵ درصدی مخارج سرمایه‌ای دولت، تعادل جدیدی ایجاد شده و سپس، تأثیر شوک‌های وارده بر متغیرهای کلان بخش‌های اقتصادی ایران مورد بررسی قرار گرفتند. جهت به دست آوردن تأثیر این شوک‌های وارده بر متغیرهای کلان چهار بخش صنعت و معدن، کشاورزی، حمل و نقل و خدمات از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه و همچنین جهت تخمین و آنالیز مدل از نرم افزار GAMS استفاده شده است. افزایش مخارج مصرفی دولت باعث افزایش ارزش افزوده بخش‌های اقتصادی می‌شود. صادرات بخش صنعت ٦/٤۳ درصد افزایش نشان می‌دهد و واردات این بخش ٦/٤ افزایش یافته است. صادرات در بخش کشاورزی و حمل و نقل کاهش یافته و در بخش خدمات رشد پیدا کرده است . واردات همه بخش‌ها افزایش یافته است. مصرف خانوار شهری از کالاهای بنزین و خدمات افزایشی و سایر کالاها کاهشی است. همچنین، برای خانوارهای روستایی به جز مصرف کالاهای صنعت و حمل و نقل سایرکالا ها با افزایش مواجه بوده است. سرمایه‌گذاری در دو بخش صنعت

و کشاورزی به ترتیب ۲/۳۳ و ۸/۰۳ درصد کاهش یافته و در دو بخش حمل و نقل و خدمات افزایشی بوده است. تأثیر این سناریو بر تولید بخش‌های اقتصادی، درآمد عوامل تولیدی، و درآمد خانوارها مثبت بوده است. قیمت کالاهای داخل افزایش یافته که در بخش صنعت ۲/۷٦ درصد رشد داشته است. قیمت صادرات برای دو بخش صنعت و خدمات افزایشی بوده و برای سایر بخش‌ها(کشاورزی و حمل و نقل) کاهشی بوده است. با اعمال این سناریو صادرات بخش صنعت ۱۰/۲۷ درصد افزایش نشان می‌دهد و واردات بخش صنعت ٦/٦۲ کاهش پیدا کرده است. در مجموع صادرات تمام بخش‌ها افزایش یافته است و واردات کاهش پیدا کرده است. ارزش افزوده بخش‌های مختلف کاهش پیدا کرده است که این کاهش برای بخش صنعت ۷/۸۷ درصد است و نسبت به بخش‌های حمل و نقل و خدمات کمتر است. سرمایه‌گذاری بخش صنعت به میزان ۷/۳۷ درصد افزایش پیدا کرده است. سرمایه گذاری بخش کشاورزی به میزان ٤/۰۹ درصد افزایش پیدا کرده، که این مقدار برای بخش‌های حمل و نقل و خدمات به ترتیب ۱۰/۳۱ و ۱٤/٦۰ درصد است. افزایش مخارج سرمایه‌ای دولت بر روی فعالیت‌های مختلف از جمله اشتغال بخش صنعت را بررسی کرده است. اشتغال در همه بخش ها افزایشی که در بخش صنعت به میزان ۷/٦٥ درصد رشد و از همه بخش ها بیشتر بوده است . صادرات همه بخش ها افزایش و کالاهای صنعت ۸/۹۰ درصد افزایش نشان می‌دهد که این افزایش نسبت به سایر بخش‌ها بیشتر است. واردات کالاهای کشاورزی ۲/۷۰ درصد کاهش نشان می‌دهد. مصرف خانوار شهری از کالاهای بنزین، صنعت و خدمات افزایش یافته و این مصرف برای سایر کالاها کاهش پیدا کرده است، و مصرف کالاهای صنعت ۳/٦۹ درصد افزایش یافته است. برای خانوارهای روستایی مصرف کالاهای بنزین، گازوئیل و خدمات افزایش یافته و سایر کالاها کاهش پیدا کرده است، و مصرف کالاهای کشاورزی ۳/٦۷ درصد کم شده است که با مطالعات Ghasemi Tadvan (2011) و Nikobakhsh Noser, (2011) و Badih Bbarzin et al, (2020) همسو بوده است. قیمت صادرات و واردات افزایش یافته که این افزایش قیمت در صادرات برای بخش کشاورزی نسبت به سایر بخش‌ها کمتر است. با توجه به شرایط تحریم ارزی، نرخ ارز رابطه معکوس با تولید ناخالص برقرار نموده است و به لحاظ مباني نظري صحيح است؛ زيرا با افزايش نرخ ارز هزينه توليد افزايش يافته و در نهايت منجر به كاهش رشد اقتصادي حقيقي مي‌شود. متغير مخارج دولت در ايران به طور كلي به صورت مخارج جاري

هستند و همین عامل سبب افزایش شده و در نهایت افزایش رشد اقتصادي مي‌شود. متغير درآمد مالياتي با توليد حقيقي بدون نفت رابطه مستقيم دارد به عبارت ديگر هر چقدر درآمد مالياتي دولت افزايش يابد به دليل بهبود توزيع درآمد و همچنين كاهش وابستگي به درآمدهاي نفتي در نهايت به رشد اقتصادي منجر مي‌شود. با توجه به مطالب ذكر شده و نتايج به دست آمده، پيشنهاد مي‌شود كه با اصلاح سياست مالی دولت در مورد سرمايه گذاري براي بخش صنعت، از طريق كاهش نرخ بهره بر سرمايه‌گذاري، زمينه الزم را براي سرمايه‌گذاري بيشتر در اين بخش و به تبع آن، توليد بيشتر فراهم شود تا منجر به افزايش اشتغال و همچنين بهبود تراز برشد اقتصادی شود.همچنین اثر سیاست‌های یاد شده بر متغیرهای بخش صنعت و خانوارهای شهری که در این بخش حضور دارند در مقایسه با متغیرهای بخش کشاورزی و خانوارهای روستایی مطلوب‌تر است و این تداعی کننده لزوم توجه خاص به بخش صنعت و خانوارهای روستایی و توسعه صنعت در روستا گردد.

نتایج تحقیق بیانگر اثر مثبت سیاست‌های مالی انبساطی دولت بر بخش‌های اقتصادی است. لذا، می‌توان گفت آن دسته از سیاست‌های اقتصادی که تقاضای کل را افزایش می‌دهند نیز می‌توانند در کنار این سیاست‌ها موجبات رشد اقتصاد را فراهم آورند. با توجه به تأثیر بیشتر سیاست افزایش مخارج سرمایه‌ای دولت، پیشنهاد می‌شود که این سیاست نسبت به سیاست مخارج مصرفی بیشتر توسط دولت اعمال گردد.

با توجه به تأثیر بیشتر سیاست افزایش مخارج سرمایه‌ای دولت، سرمایه گذاری در زیرساخت‌ها، استفاده از تکولوژی جدید در تولید و افزایش راندمان تولید پیشنهاد می‌شود که این سیاست بیشتر از سیاست مخارج مصرفی دولت اعمال گردد. با توجه به نتایج پژوهش، دولت برای برخورداری از رشد اقتصادی بالاتر، بر سیاست مالی مبتنی بر مخارج سرمایه‌ای، در شرایط تحریم تمرکز بیشتری داشته باشد. دولت نیز در انتخاب تركيب سياستهاي مالي بايد دقت لازم را داشته باشد زيرا اگر سياستهاي دولت به نتيجه نرسد در نهايت تورم و افزايش نرخ ارز را به دنبال دارد؛ مثلا استفاده هزينه خالص سرمايه در يک بخش خاص(مسكن)كه اگر بهينه نباشند بار تورمي زيادي را بدنبال دارد

Acknowledgments: The authors would like to acknowledge the valuable comments and suggestions of the reviewers, which have improved the quality of this paper.

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.

References

Albaji, Y., Azarbayjani, K. , & Daei-Karimzadeh, S. (2024). The Response of Iranian Economy to Monetary and Exchange Rate Policies Shocks Base on the Foreign Sector: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Analysis. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 20(4), 1-37. doi: 10.22055/jqe.2021.33852.2255. [in Persian]

Aka, B. F. (2003). Fiscal Adjustment, Poverty, Inequality and Welfare in Côte d'Ivoire: A CGE Model Analysis. *In Final Report, AERC*.

Alavi Bajgani, S., Peykarjo, K., Hojaber Kiani, K. & Torabi, T. (2020). A study of the nonlinear effects of fiscal policies on economic activities during business cycles through the Smooth Transition Auto Regressive (ESTAR) approach, *The Journal of Economic Policy*, 12(23), 345-374. doi: 10.29252/epj.2020.12690.2021 [in Persian]

Arin, K. P., Koray, F., & Spagnolo, N. (2015). Fiscal multipliers in good times and bad times. *Journal of Macroeconomics*, 44, 303-311.

Armington, P.S. (1969). A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production. *IMF Staff Papers*, 16(1), 445-467.

Avakolian, H. & Siami Araghi, E. (2020). Determination of Optimal Fiscal Policy for iran's Economy: A Dynamic Stochastic General Equilibrium (Dsge) Approach', *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 9(35), 1-39. doi: 10.22084/aes.2020.20993.3012 [in Persian]

Badih Bbarzin, H., Norozian, M., Hoseyni, S., & Taghavi, A. (2020). Effects of Changing Agricultural Subsidies on Production and Exports in Iran. *International Journal of Agricultural Management and Development*, 10(1) , 101-112.

Bakare-Aremu, T. A. & Osobase, A. O. (2015). Effect of Fiscal and Monetary Policies on Industrial Sector Performance- Evidence from Nigeria. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 6(17), 67-83.

Baradaran, A. & Zomorodian, G. (2017). Examining the Effect of Shocks in Monetary and Fiscal Policy on Value Added of Industry and Mining Sector in Iran. *Journal of Investment Knowledge*, 6(24), 117-138. [in Persian]

Biolsi, C. (2017). Nonlinear Effects of Fiscal Policy over the Business Cycle. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 78, 54- 87.

Blanchard, O., Christopher, E. J. and J. Lindé 2015. Jump Starting the Euro Area Recovery: Would a Rise in Core Fiscal Spending Help the Periphery? *NBER Working Paper No. 21426.*

Central Bank of the Islamic Republic of Iran Economic Deputy of Economic Accounts. 2021. Social accounting matrix of Iran's economy in 2012. [in Persian]

Daei, B., & Afshon, H. (2018). Investigating the factors affecting the production of the industrial sector in Iran during the years 2018: 4-2011: 1 Approach to the self-explanatory vector pattern with wide intervals (ARDL). *Economic Journal-Monthly Review of Economic Issues and Policies*, 18 (5), 31-49. [in Persian]

Entezar E, Najafi M. (2018). Asymmetric Effects of Government Spending on Economic Growth Over the Business Cycle: Application of Markov Switching *Models. jde*.; 2 (7), 115-134. [in Persian]

Eze, O. R. & Ogiji, F. O. (2013). Impact of Fiscal Policy on the Manufacturing Sector Output in Nigeria: An Error Correction Analysis. In*ternational Journal of Business and Management Review (IJBMR)*, 1(3), 35-55.

Ghasemi Tadvan, Gh. (2011). Investigating the effects of fiscal policies on the sectors of the Iranian economy with emphasis on the agricultural sector: a computable general equilibrium model, Master's thesis, Department of Agricultural Economics, *Faculty of Agriculture, Zabol University*. [in Persian]

Gholami, E. & Hojbar Kiani, Kambiz. (2016). Investigating the effectiveness of expansionary fiscal policies in Iran: A comparative comparison of linear and threshold VAR model. *Financial Economics*, 10 (35), 1-26. [in Persian]

Ghorbanzad, J, Saadat, R, Mohammadi, T, & Abu Nouri, Ismail. (2021). Investigating the effects of shock overflow due to US government fiscal policy on macroeconomic variables in Iran: GVAR approach. *Financial Economics*, 14 (50), 91-114. [in Persian]

Hosoe, N. (2004). Computable General Equilibrium Modeling with GAMS. *Journal of Development Economic*, 29, 1-98.

Jafari, S., Bakhshi Dastjerdi, R., & Moosavi Mohseni, R. (2014). Studying the effects of non-oil exports on targeted economic growth in Iranian 5th development plan: A computable general equilibrium approach. *Iranian Journal of Economic Studies*, 3(1) , 111-130

Johansen, L. (1960). *A Multicultural Study of Economic Growth. Amsterdam*, North-Holland.

Kamaan, C. K. (2014). The Effect of Monetary Policy on Economic Growth in Kenya. *International Journal of Business and Commerce*. 3(8), 11-24.

Khan, H.A. (2005). Assessing Poverty Impact of Trade Liberalization Policies: A Generic Macroeconomic Computable General Equilibrium Model for South Asia. *ADB Institute Discussion Paper*. 22: 8-23.

Khosravi nejad, A. & Siami Araghi, E. (2012). Estimation of Consumers' Welfare Changes by Using True Cost of Living Index in Iran. *Economical Modeling*, 6(20), 57-74. [in Persian]

Makiyan, S. , Samadi, A. H. , & Amareh, J. (2022). Investigating Cyclical Status of Monetary and Financial Policies in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 18(4), 67-92. doi: 10.22055/jqe.2020.31264.2157 [in Persian]

Malek, H., Delangizan, S., & Almasi, M. (2022). Investigating the Role of Housing Finance in Iranian Business Cycles, DSGE Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 19(3), 63-92. doi.org/10.22055/jqe.2021.32274.2201 [in Persian]

Mencinger, J. Aristovnik, A. & Verbič, M. (2017). Asymmetric Effects of Fiscal Policy in EU and OECD Countries, *Economic Modelling*, Elsevier, 61, 48-461.

Motafakker Azad, M., Mohseni Zonozi, S, & Mohammadgholi Pour Tappeh, O. (2017). 'Exploring the Effects of Monetary and Fiscal Policies on Value Added of Service Sector in Iran's Economy', Monetary & *Financial Economics*, 23(12), 1-18. doi: 10.22067/pm.v23i12.40011. [in Persian]

Najjar, J. (2012). *Simulation of a Computable General Equilibrium Model for Trade Reform and Poverty in the Iranian Economy*, M.Sc. Thesis, Faculty of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Zabol University. [in Persian]

Nikobakhsh Noser, f.(2011). *Sensitivity Analysis of Shadow Price of Iranian Water Resources Using Dynamic Computational General Equilibrium Model*, M.Sc. Thesis, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Zabol University. [in Persian]

RajabPour, H., Momeni, F., & Nassiri Aghdam, A. (2021). Evaluating the effect of fiscal policy on inclusive development in Iran; Svar approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 27(90), 9-39. doi: 10.22054/ijer.2021.54629.898 [in Persian]

Ramey, V.A. & Zubairy, S. (2018). Government Spending Multipliers in Good Times and in Bad: Evidence from U.S. Historical Data. *Journal of Political Economic University of Chicago Press*, 126(2), 850-901.

Saadat, R., Abounoori, E., Baky Hoskouei, M. & zarea, M. (2017). The Welfare Effects of Iran's Accession to WTO in a DCGE Framework. *Iranian Journal of Trade Studies*, 21(84), 131-168. [in Persian]

Samimi, A., Khiabani, N., Mila Elmi, Z. & Akbarpour Roshan, N. (2017). The Impact of Fiscal Policy on Macroeconomic Variables: New Evidence from a DSGE Model. *International Journal of Business and Development Studies*, 9(2) , 29-54. doi: 10.22111/ijbds.2017.3703 [in Persian]

Shahbazi, K. & Karimzade, E. (2015). 'Impacts of Monetary and Fiscal Policies on Value Added of Industrial Sector in Iran in Line with the General Policies of the Industrial Sector', *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, 2(8), 93-110. [in Persian]

Slimani, S. (2016). Threshold Effects of Fiscal Policy on Economic Activity in Developing Countries. *International Journal of Business and Social Research (IJBSR)* 6(3) : 20-37.

Statistical Center of Iran. (2021). Information base. http://www.sci.ir.org. [in Persian]

Suescun, R. (2019). A tool for fiscal policy planning in a medium-term fiscal framework: The FMM-MTFF model, *Economic Modelling*.

Tavakolian, H. & Siami Araghi, E. (2020). Determination of Optimal Fiscal Policy for iran’s Economy: A Dynamic Stochastic General Equilibrium (Dsge) Approach. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 9(35) , 1-39.

Waiting,A. & A, Najafi. (2018). Explaining the nonlinear effects of government spending on Iran's economic growth in business cycles

(Markov rotational model approach with variable coefficients). *Decision Engineering Quarterly*, 2 (7), 115-134 .[in Persian]

Yusoff, N. Y. B. M., & Bekhet, H. A. (2016). Impacts of energy subsidy reforms on the industrial energy structures in the Malaysian economy: A computable general equilibrium approach. International *Journal of Energy Economics and Policy*, 6(1) , 88-97.

Zandavar, S., Zandi, F., Khezri, M. & Rabiei, M. (2020). 'Explaining the Nonlinear Effects of Government Fiscal Policy Instruments on Iran's Economic Growth in Times of Recession and Recession', *Economical Modeling*, 14(51), pp. 99-118. [in Persian]



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

واکاوی تأثیرات تغییر دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در اقتصاد با استفاده از شبیه‌سازی پویای سیستمی

نسیم بابائی*، یوسف مهاجرانی راد**

** دکتری علوم اقتصادي ، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادي و سیاسي، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. (نویسنده‌ی مسئول)*

*** دکتری علوم اقتصادي ، گروه اقتصاد ، دانشکده ی اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران.*

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: *۱۶ بهمن ۱۴۰۰*
تاریخ بازنگری: *۱۲ شهریور ۱۴۰۱*
تاریخ پذیرش: *۲۸ بهمن ۱۴۰۱*

طبقه‌بندی JEL: *E58 ,E24 ,C53 ,C52*

واژگان کلیدی:
دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، اشتغال، تورم، سرمایه گذاری

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل y.mohajeranirad@ut.ac.ir
0000-0003-0744-2111

آدرس پستی: *ایران، تهران، تهران، کارگر شمالی، ۱۴۱۵۵۶۴۴۴۵*

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.
تضاد منافع: نویسنده‌ها مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

چکیده

پژوهش حاضر تلاش دارد تا به صورت موردی تاثیر دارایی‌های خارجی بانک مرکزی را با تاکید بر تأثیر سیستمی در اقتصاد با استفاده از شبیه سازی پویای سیستمی تحلیل کند. به منظور شبیه سازی، باید مدلی بر اساس روابط متغیرها در اقتصاد با تمرکز بر نقش بانک مرکزی در این روابط تدوین گردد تا بتوان تأثیر تغییرات اعمال شده در سیستم را ردیابی و اثر نهایی را استخراج کرد. بنابراین، با تدوین مدل اقتصاد کلان ساختاری و با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده نوار کرانه‌ای طی دوره ۱۳۵۲ الی ۱۳۹۶، نتایج این پژوهش بیانگر آن است که تولید، سرمایه گذاری، تورم و اشتغال در ایران با افزایش یک انحراف معیار در دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به شدت تحت تأثیر قرار می‌گیرند. افزایش یک انحراف معیار معادل ۱۲/۳ درصد در دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، منجر به افزایش تولید، سرمایه گذاری و اشتغال به ترتیب به میزان ۷/۸۲، ٤/٦۲ و ۰/۰۸ درصد می‌گردد. در حالی‌که افزایش دارایی‌های خارجی بانک مرکزی منجر به افزایش معنی دار تورم به میزان ۱۱/۲۹ درصد خواهد شد. براساس این نتایج، توصیه می‌شود بانک مرکزی در اعمال سیاست‌های ارزی خود در راستای مدیریت شناور نرخ ارز، به اثرات شدید تورمی افزایش دارایی‌های خارجی توجه داشته باشد و سیاست پولی و ارزی مناسب را بر اساس شرایط کنونی کشور اتخاذ کند.

ارجاع به مقاله:

بابائی، نسیم و مهاجرانی راد، یوسف. (۱۴۰۴). واکاوی تأثیرات تغییر دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در اقتصاد با استفاده از شبیه سازی پویای سیستمی. *فصلنامه ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۲۲(۱)، ۱۱۷-۱۰۳.

10.22055/JQE.2022.39962.2466

© 2025 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

برای اقتصادهای باز کوچک که به طور فزاینده‌ای با اقتصاد جهانی همسو می‌شوند، اندازه ذخایر خارجی بانک مرکزی، به یک ملاحظات حیاتی تبدیل شده است. بر اساس گزارش اقتصادی و ترازنامه های بانک مرکزی، میزان دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در پایان سال ۱۳۹۷ به بیش از ٤٦٥۱ هزار میلیارد ریال رسیده است و همچنین میزان دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در سال‌هاي ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۷ بیش از بیست و شش برابر افزایش داشته است. تغییر در دارایی‌های خارجی بانک مرکزی -افزایش یا کاهش- می‌تواند پیامدهای مخرب مالی

کلان داشته باشد. در ادبیات اقتصادي، بحث‌هاي گوناگوني در زمينه شدت و چگونگی تاثیرگذاری تغییرات دارایی‌ها و بدهی‌های بانک مرکزی بر متغیرهای کلان اقتصادی از سوی اقتصاددانان انجام گرفته است. بنابراین، سوال اصلی این است که افزایش یا کاهش دارایی‌های خارجی بانک مرکزی چگونه سیستم اقتصادی حاکم براقتصاد ایران را تحت تاثیر قرار خواهد داد؟

پژوهش حاضر تلاش دارد تا به بررسی تاثیر یکی از مهمترین ابزارهای سیاست‌گذاری ارزی یعنی دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (Albaji, Azarbayjani, and Daei-Karimzadeh, 2024) با تاکید بر تاثیر سیستمی در اقتصاد با استفاده از شبیه‌سازی پویای سیستمی تحلیل کند. با اتکا به مبانی نظری و شرایط موجود در اقتصاد ایران، بررسی و شبیه‌سازی تأثیر تغییرات بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند تولید، سرمایه گذاری و قیمت‌ها صورت خواهد گرفت. در این راستا با توجه به اهمیت تورم در مباحث نظری Abdi (Seyyedkolaee, Tehranchian, Jafari Samimi & Fovero, 2022) و اینکه کنترل تورم در دهه های گذشته هدف کلیدی بانک های مرکزی بوده است Makian, Samadi & Amareh, (2022) به اثرگذاری نهایی آن بر تورم به عنوان یکی از متغیرهای اصلی عدم ثبات اقتصاد کلان (Ashrafganjoee, Akbari Fard, Jalaee Esfandabadi, and Mashinchi,2024) که همچنان یکی از دغدغه های اصلی سیاست گذاران و اقتصاددانان در کشورهای در حال توسعه مانند ایران است (ShahAbadi, Karami & Arghand, 2022) نیز به طور جامع پرداخته می شود بنابراین، یک مدل جامع سیستمی متناسب با شرایط اقتصادی ایران تدوین گردید و هر معادله به روش خود رگرسیونی باوقفه‌های گسترده با رویکرد نوار کرانه‌ای برآورد گردیده است. در نهایت، تحت سیستم شبیه‌سازی شده به بررسی تاثیر تغییرات دارایی‌های خارجی بانک مرکزی بر سیستم اقتصادی تدوین شده به صورت کمی پرداخته شده است.

مسأله ارتباط دارایی‌های خارجی بانک مرکزی با متغیرهای اقتصادی تولید، تورم، سرمایه‌گذاری و اشتغال در قالب یک مدل سیستمی از موضوع‌هايي است که در کشور ایران به طور جامع به آن پرداخته نشده است در صورتیکه تاثیرات تغییرات ذخایر خارجی در اقتصاد ایران بعنوان یک اقتصاد باز کوچک مسئله ای حیاتی است و به طور فزاینده ای در مسیر جهانی شدن اقتصاد می تواند پیامدهای مثبت و منفی برای اقتصادهای کوچک باز

مانند ایران داشته باشد، در این راستا ضروری است تا در این مطالعه به بررسی اثرات سیستمی تغییرات دارایی های خارجی بانک مرکزی به عنوان یکی از ارکان اصلی سیاست های پولی و ارزی در اقتصاد ایران پرداخته گردد. از مزایاي دیگر این پژوهش این است که تلاش شده ارتباط دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و متغیرهای اصلی از جنبه‌هاي نظري و تجربي را با تدوین مدل سیستمی اقتصاد کلان ایران با پشتوانه نظري تحلیل کردیم.

ساختار کلی مقاله به صورت زیر می‌باشد: در بخش بعدی، مبانی نظری و پیشینه تجربی قرار گرفته است، در بخش سوم به تدوین مدل سیستم اقتصادی برای اقتصاد ایران و برآورد و شبیه‌سازی الگو و نتایج حاصل از آن می‌پردازد و بخش پایانی به جمع‌بندی و توصیه‌های سیاستی اختصاص دارد.

۲- مبانی نظری

ذخایر بین‌المللی، دارایی‌هایی خارجی هستند که در اختیار بانک مرکزی قرار می‌گیرند تا اثرات احتمالی عدم تعادل تراز پرداخت‌ها را کاهش دهند (Ljubaj, 2020). از آنجا که دارایی‌های خارجی بانک مرکزی یک عنصر مهم از مجموعه ابزارهای سیاست کلان است (Chiţu, Gomes & Pauli, 2019)، میزان و ترکیب آن از دهه‌ها قبل در مرکز مدیریت بانک‌های مرکزی قرار داشته است (Abdul-Rahaman & Yao, 2019) .دارایی‌های خارجی از نظر تاریخی و بنیادی تقریباً نقش مهمی در انجام وظایف بانک مرکزی ایفا کرده و ابزار مهمی در تضمین ثبات اقتصاد کلان یک کشور هستند. در عمل، ذخایر بین‌المللی در راستای طیف وسیعی از اهداف نگهداری می‌شود از جمله، حمایت و حفظ اعتماد به سیاست پولی و ارزی شامل مداخله درحمایت از ارزش پول داخلی در مواقع بحران با حفظ نقدینگی ارزی و به منظور جذب شوک‌ها. بنابراین، یکی از اصلی‌ترین علت‌های نگهداری دارایی‌های بین‌المللی به طور خاص برای مواجهه موفق با بحران‌های تراز پرداخت‌ها است و برای ارائه سطحی از اطمینان به بازارها که یک کشور می تواند بدهی های خارجی فعلی و آتی خود را تامین کند (Ljubaj, 2020).

در تحلیل دارایی‌های خارجی موضوعی که از اهمیت بالایی برخوردار است نظام نرخ ارز اعمال شده در کشور است. در این راستا بانک مرکزی نقش بسزایی در حفظ نرخ ارز انتخابی دارد و ساختار و میزان ذخایر توسط سیاست پولی بانک مرکزی تعیین می‌شود. بنابراین، دارایی‌های خارجی بانک مرکزی بخشی از ابزارهای بانک مرکزی برای حفظ ثبات

کشور است (Nikolova, 2021). ذخایر خارجی جهانی پس از بحران مالی آسیایی در اواخر دهه ۱۹۹۰ به طور قابل توجهی رشد کرد و بازارهای نوظهور ذخایر بزرگی را برای بیمه کردن خود در برابر شوک‌های احتمالی انباشته کردند (Chiţu, Gomes & Pauli, 2019) .مطالعاتی با تمرکز بر تحول رژیم‌های نرخ ارز طی دو دهه گذشته نشان می‌دهند که در کشورهای با درآمد متوسط سیستم‌های نرخ ارز شناور مدیریت شده رایج است. در بسیاری از موارد بانک های مرکزی این کشورها به طور مداوم به فشار بازار ارز واکنش نشان می‌دهند (Pierre & Timothy, 2020).

به طور سنتی تصور می‌شد که ذخایر بین‌المللی نقش حفاظت از جریان‌های بی ثبات‌کننده سرمایه را دارند و بانک‌های مرکزی برای احتیاط در برابر احتمال توقف ناگهانی جریان‌های سرمایه بین‌المللی دارایی‌های خارجی ذخیره می‌کنند (Arslan & Cantú, 2019; Cook & Yetman, 2012). علت اصلی افزایش و نگهداری دارایی‌های خارجی در کشورهای در حال توسعه، مواجهه با شوک‌های بزرگ مالی و نیاز به تامین مالی در مواجهه با آنها است (Pina, 2021) .نیاز بانک‌های مرکزی به حفظ حداقل مقدار ذخایر برای وظایف آنها به عنوان نظارت و تنظیم کنندگی امری ضروری است و عدم رعایت این حداقل می تواند ثبات اقتصاد و روان بودن تجارت یک کشور را در مواقع بروز شوک خارجی مخدوش کند (Abdul-Rahaman & Yao, 2019).

احتمال دیگر این است که بانک‌های مرکزی درگیر نرخ ارز رقابتی هستند Cook & Yetman, 2012) که در این صورت عدم کفایت دارایی‌های خارجی می‌تواند باعث بی ثباتی مکرر در واحد پول آن کشور و همچنین در سایر متغیرهای اصلی کلان اقتصادی گردد (Abdul-Rahaman & Yao, 2019). بنابراین، مزیت اصلی ذخایر بالای دارایی خارجی ممکن است شامل کاهش خطرات مرتبط با شوک‌های خارجی است Jalali Naeini & Naderian, (2006). انباشت بیش از حد ذخایر ممکن است موجب ایجاد انحراف در اقتصاد گردد و انباشت انواع دیگر دارایی‌های مهم برای اقتصاد را از بین ببرد. بنابراین، هزینه‌های ناشی از افزایش بیش از حد دارایی های خارجی در ترازنامه بانک مرکزی برای اقتصاد گاهی، بسیار بیش‌تر منافع ناشی از عملکرد کاهش ریسک آن است (Cook & Yetman, 2012).

چارچوب هدف‌گذاری پولی، حجم پول را به عنوان ابزار اصلی هدف قرار می‌دهد، تأثیر پول گسترده (واسطه) و تورم (هدف مطلوب) عاملی که بانک‌های مرکزی را به انباشت ذخایر دارایی‌های خارجی بالا ترغیب می‌کند (Joof, 2021).

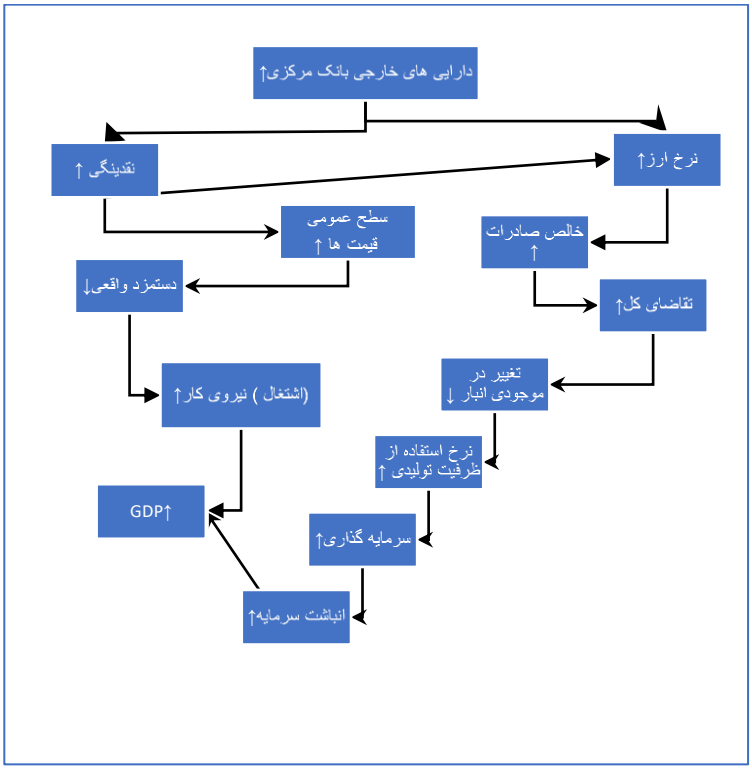
در **شکل ۱** می‌توان شمای کلی از حضور دارایی‌های خارجی در بازار پول را مشاهده کرد.



شکل ۱. دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در سیستم پول و نقدینگی
مأخذ: (Noferesti,2020)

Figure 1. Central bank foreign assets in the money and liquidity system
Sourse: (Noferesti,2020)

شکل ۲ نیز به ترسیم اثرگذاری مسیرهای اصلی افزایش در دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در سیستم اقتصادی می‌پردازد.



شکل ۲. اثرگذاری افزایش در دارایی های خارجی بانک مرکزی در سیستم اقتصادی
مأخذ: نتایج پژوهش

Figure 2. Analyzing the effects of changing the foreign asset of the central bank in the economic system
Source: Research results

همان‌طور که مشهود است انتظار می‌رود تولید، سرمایه گذاری، تورم و اشتغال در ایران با افزایش در دارایی‌های خارجی بانک مرکزی تحت تاثیر قرار می گیرند. نقدینگی به‌طور مستقیم از افزایش دارایی‌های خارجی تحت تاثیر قرار خواهد گرفت و افزایش را نشان خواهد داد و تاثیر افزایشی بر میزان سطح عمومی قیمت‌ها خواهد داشت. از سوی دیگر افزایش دارایی‌های خارجی بانک مرکزی با افزایش عرضه اسمی پول و نقدینگی به افزایش سطح عمومی قیمت ها و افزایش نرخ ارز دامن می زند و منجر به افزایش نرخ ارز خواهد شد و تاثیر مثبت بر خالص صادرات و تقاضای کل دارد و در ادامه با کاهش تغییر در موجودی

انبار مجددا علاوه بر افزایش قیمت‌ها سبب افزایش نرخ استفاده از ظرفیت تولیدی خواهد شد و بنابراین سرمایه گذاری و انباشت سرمایه افزایش یافت. همچنین با کاهش دستمزد حقیقی، اشتغال افزایش خواهد داشت و بنابراین در مجموع هر دو اثر افزایش سرمایه و اشتغال موجب افزایش تولید ناخالص داخلی واقعی خواهند گردید.

۳- پیشینه تجربی

این بخش به بررسی پیشینه تجربی تاثیر تغییر دارایی‌های خارجی بانک مرکزی بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند اشتغال، سرمایه گذاری، تولید و نرخ تورم اختصاص داده شده است.

عبدالرحمن و یاو (۲۰۱۹) به بررسی دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در غنا طی سال‌های ۱۹۹۰ الی ۲۰۱۷ پرداخته‌اند و با استفاده از روش تصحیح خطای برداری نشان دادند رابطه مثبت و معناداری میان افزایش دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و قیمت‌ها وجود دارد و افزایش میزان دارایی های خارجی غنا سبب ایجاد تورم در این کشور گردیده است (Abdul-Rahaman & Yao, 2019).

جوف (۲۰۲۱) نیز به بررسی تاثیر دارایی‌های خارجی بر نقدینگی با استفاده از داده های پانل پنج کشور عضو منطقه پولی غرب آفریقا (WAMZ) طی سال‌های ۲۰۰۱ الی ۲۰۱۹ با استفاده از سه روش تخمین FMOLS، DOLS و FE پرداخت. نتایج پژوهش نشان داد که ذخایر خارجی دارای یک تاثیر مثبت و معنی‌دار بر نقدینگی است (Joof, 2021).

پارومانکو (۲۰۱۹) به بررسی افزایش دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در کشورهای نوظهور پرداخته است و نشان داد که به طور متوسط انباشت ۱۰ واحد پولی ذخایر خارجی توسط بانک مرکزی به طور میانگین منجر به ایجاد ۷/۷ واحد پول گسترده از می‌شود. با این حال، ناهمگونی قابل توجهی در این برآورد در بین کشورها وجود دارد: برای آمریکای لاتین ۹ و برای اروپای نوظهور ۶ است (Ponomarenko, 2021).

کوک و یاتمن (۲۰۱۲) با بررسی کشورهای نوظهور آسیایی نشان دادند که افزایش دارایی‌های خارجی بانک‌ها منجر به افزایش نقدینگی در بلندمدت خواهد شد حتی اگر عملیات عقیم سازی در کوتاه‌مدت موثر بوده باشد (Cook & Yetman, 2012). هانکسین و رحامن (۲۰۱۷) با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری به بررسی تاثیر افزایش دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در غنا بر نرخ ارز طی سال‌های ۱۹۹۰ الی ۲۰۱۶ پرداختند. نتایج بررسی

آنها نشان داد که دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و نرخ ارز دارای رابطه مثبت و معناداری می‌باشند و افزایش دارایی‌های خارجی منجر به کاهش ارزش پول ملی غنا و افزایش نرخ ارز در این کشور خواهد گردید (Hongxing & Rahaman, 2017).

پینا (۲۰۱۵) به بررسی افزایش دارایی‌های خارجی بانک‌های مرکزی در کشورهای در حال توسعه طی سال‌های ۱۹۷۰ الی ۲۰۰۹ پرداخت. وی نشان داد علت اصلی افزایش و نگهداری دارایی‌های خارجی در کشورهای در حال توسعه مورد بررسی مواجهه با شوک‌های بزرگ مالی و نیاز به تامین مالی در مواجهه با آنها می باشد. همچنین نشان داد در این کشورها دارایی‌های خارجی دارای رابطه مثبت و معناداری با نرخ ارز می‌باشند، به طوری‌که با افزایش دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، نرخ ارز در این کشورها افزایش می‌یابد. در مقاله حاضر، با استفاده از یک الگوی اقتصادسنجی کلان ساختاری، به بررسی تاثیر تغییر دارایی‌های خارجی بانک مرکزی با تمرکز بر تاثیر سیستمی آن بر متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته شد و با الگوسازی دقیق، ساز و کار درونی و ارتباط‌های بیرونی آن بررسی شد. در این راستا، تاثیرگذاری تغییر دارایی‌های خارجی بانک مرکزی از دو مسیر نقدینگی و تغییر نرخ ارز به صورت گسترده و جامع مورد بررسی قرار خواهد گرفت (Pina, 2021).

۴- الگوی اقتصادی

در این قسمت به طراحی مدل اقتصادی برای واکاوی تاثیر دارایی‌های خارجی بانک مرکزی بر اکوسیستم اقتصادی پرداخته شده است. چارچوب کلی برای مدل‌ها و الگوی کلان ساختاری بر اساس الگوی نوفرستی (۱۳۹۸) و تاکید بر نقش ترازنامه بانک مرکزی تدوین شده است.

در کوتاه مدت نگرش نظری بر مبنای دیدگاه کینزی می‌باشد که تقاضای موثر برقرار است. در بلندمدت دیدگاه مکتب نئوکلاسیکی وجود دارد. انتظارات نیز براساس انتظارات تطبیقی شکل می‌گیرد. مدل از بازار کالا و خدمات، بازار پول، بازار ارز و بازار کار تشکیل خواهد شد. تقاضای بازار از روابط حسابداری درآمد ملی به روش هزینه‌ای در پنج بخش مدل‌سازی می‌شوند.

بخش عرضه شامل بنگاه‌هایی است که با استفاده از دو نهاده نیروی کار و سرمایه به حداکثر سازی سود می‌پردازند. درارتباط با بازار پول، عرضه پول به صورت اسمی از حاصل

ضرب پایه پولی اسمی در ضریب فزاینده پولی بدست می‌آید. تقاضای پول از سه قسمت اسکناس و مسکوک، سپرده‌های دیداری و سپرده‌های مدت‌دار تشکیل شده است.

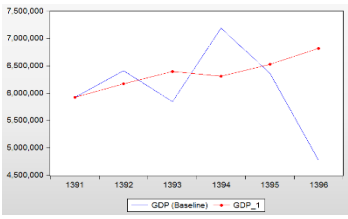
در بخش قیمت‌ها، ابتدا سطح عمومی قیمت با توجه به شاخص ضمنی قیمت تولید ناخالص داخلی واقعی الگوسازی شده و در مرحله بعد سایر شاخص‌های قیمت به صورت تابعی از آن تعیین شده‌اند. بازار ارز، از الگوهای پولی تعیین نرخ ارز با عنایت به تفاوت نرخ‌های بهره دو کشور الگوسازی شده است.

در بخش بازار کار، ابتدا دستمزد حقیقی تعیین می‌شود و سپس، اشتغال محاسبه می‌گردد. در مجموع این الگو از ۳۰جفت (٦٠) معادله رفتاری کوتاه مدت و بلند مدت تشکیل شده است.

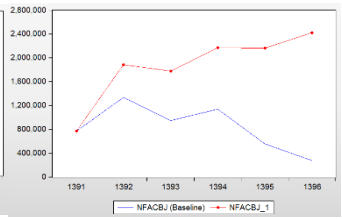
در ادامه با استفاده از مدل طراحی شده، به بررسی تاثیر اعمال افزایش یک انحراف معیار دارایی‌های خارجی بانک مرکزی بر سیستم اقتصادی و متغیرهای اصلی اقتصاد شامل تولید، تورم، سرمایه‌گذاری و اشتغال پرداخته می‌شود.

ابتدا روند متغیرهای مدل، به عنوان روند مبنا شبیه‌سازی شده و در مرحله بعد اثرات اعمال سناریوی افزایش ۱۲.۳ درصدی طی دوره ۱۳۹٦-۱۳۹۲، در مدل لحاظ و در سناریو مجددا شبیه‌سازی پویا انجام گرفته است.

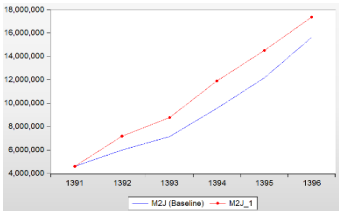
سپس شبیه‌سازی بعد از اعمال سیاست در سناریو با روند مبنا (پایه یا عدم اعمال شوک) در **نمودار ۱** مقایسه و نشان داده شده است.

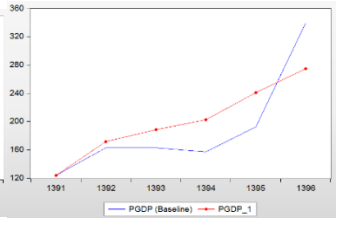


تولید ناخالص داخلی واقعی

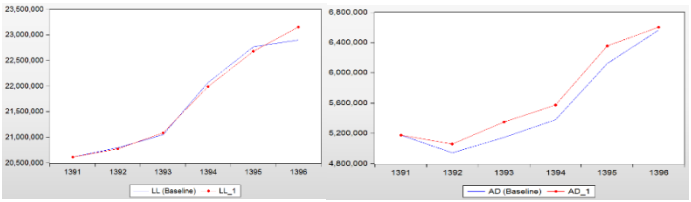


دارایی های خارجی بانک مرکزی





سطح عمومی قیمت ها نقدینگی



(اشتغال) نیروی کار تقاضای کل

نمودار ۱. اثر ۱۲/۳ % افزایش دارایی های خارجی بانک مرکزی بر متغیرهای مهم الگو در مقایسه با روند مبنا طی سال های ۱۳۹۶-۱۳۹۲
مأخذ: نتایج پژوهش

Figure 1. The effect of %12.3 increase in central bank foreign assets on important model variables in comparison to the base trend from 1392 to 1396
Source: Research results

نکته: روند متغیر پس از اعمال سیاست با خط نقطه‌دار مشخص شده است.

درصد تغییر نسبت به روند مبنا:

در یک جمع‌بندی کلی اثر سیاست افزایش دارایی‌های خارجی بانک مرکزی بر متغیرهای مهم درون زا در **جدول ۱** ارائه شده است.

جدول ۱. اثر ۱۲/۳ % افزایش دارایی‌های خارجی بانک مرکزی بر متغیرهای مهم الگو در مقایسه با روند مبنا طی سال های ۱۳۹۶-۱۳۹۲
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 1. The effect of %12.3 increase in central bank foreign assets on important model variables in comparison to the base trend from 1392 to 1396
Source: Research results

	سال اول	سال دوم	سال سوم	سال چهارم	سال پنجم	میانگین
نقدینگی	۱۷/۴۲	۱۴/۸۶	۱۵/۵۳	۱۳/۱۶	۱۲/۴۱	۱۴/۶۷
سرمایه گذاری	-۲/۷۴	۶/۸۴	-۸/۹۶	۱/۷۵	۲۶/۲۳	۴/۶۲
تقاضای کل	۲/۳۵	۳/۹۶	۳/۵۶	۳/۸۱	۰/۵۳	۲/۸۴
تولید ناخالص داخلی واقعی	-۳/۶۴	۹/۴۵	-۱۲/۱۸	۲/۶۴	۴۲/۸۵	۷/۸۲

	سال اول	سال دوم	سال سوم	سال چهارم	سال پنجم	میانگین
سطح عمومی قیمت ها	۵/۳۱	۱۶/۰۱	۲۸/۹۶	۲۵/۱۶	-۱۸/۹۹	۱۱/۲۹
اشتغال	-۰/۰۹	۰/۱۶	-۰/۳۵	-۰/۳۸	۱/۱۰	۰/۰۸
نرخ ارز	-۱۰/۷۴	-۱/۷۲	۱۵/۸۸	۲۵/۴۶	-۱۱/۸۲	۳/۴۱

همان‌گونه که مشاهده می‌شود افزایش دارایی‌های خارجی بانک مرکزی موجب می‌گردد، نقدینگی به میزان ۱٤/٦۷ درصد افزایش یافته و تاثیر افزایشی بر میزان سطح عمومی قیمت‌ها داشته باشد به‌طوری‌که تورم ۱۱/۲۹ درصد را مشاهده خواهیم کرد. از سوی دیگر، افزایش دارایی‌های خارجی بانک مرکزی با افزایش عرضه اسمی پول و نقدینگی به افزایش سطح عمومی قیمت ها و افزایش نرخ ارز دامن می زند و منجر به افزایش نرخ ارز به میزان ۳/٤۱ درصد شده و با توجه به اثر نهایی بر نرخ ارز دارای تاثیر مثبت بر خالص صادرات است و بنابراین تاثیر مثبت بر تقاضای کل دارد و در ادامه با کاهش تغییر در موجودی انبار مجددا علاوه بر افزایش قیمت‌ها سبب افزایش نرخ استفاده از ظرفیت تولیدی خواهد شد و بنابراین سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه افزایش خواهد. همچنین با کاهش دستمزد واقعی، اشتغال افزایش ۰/۰۸ درصدی خواهد داشت و بنابراین در مجموع هر دو اثر افزایش سرمایه و اشتغال موجب افزایش تولید ناخالص داخلی واقعی به میزان ۷/۸۲ درصد خواهند گردید.

۵- جمع‌بندی و نتیجه گیری

هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی تاثیرات سیستمی افزایش در دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در اکوسیستم اقتصاد ایران است. بنابراین، به صورت موردی تاثیر دارایی‌های خارجی بانک مرکزی با تاکید بر تاثیر سیستمی با استفاده از شبیه‌سازی پویای سیستمی تحلیل گردید. به منظور شبیه‌سازی روابط، مدلی بر اساس روابط واقعی متغیرها در اقتصاد با تمرکز بر نقش بانک مرکزی تدوین گردید تا بتوان تاثیر تغییرات اعمال شده در سیستم را ردیابی و اثر نهایی را استخراج کرد. بر اساس تحلیل شبیه‌سازی پویای سیستمی اکوسیستم اقتصاد ایران، متوجه شدیم که تغییر دارایی‌های خارجی بانک مرکزی تاثیرات گسترده‌ای در سیستم اقتصادی خواهد داشت. نتایج این پژوهش بیان‌گر آن است که تولید، سرمایه‌گذاری، تورم و اشتغال در ایران با افزایش یک انحراف معیار در دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به شدت

تحت تاثیر قرار می‌گیرند و همان‌گونه که مشاهده می‌شود، نقدینگی به میزان ۱٤/٦۷ درصد افزایش یافته و تاثیر افزایشی بر میزان سطح عمومی قیمت‌ها داشته باشد به طوری‌که تورم ۱۱/۲۹ درصد را مشاهده خواهیم کرد. از سوی دیگر، افزایش دارایی‌های خارجی بانک مرکزی با افزایش عرضه اسمی پول و نقدینگی به افزایش سطح عمومی قیمت ها و افزایش نرخ ارز دامن می زند و منجر به افزایش نرخ ارز به میزان ۳/٤۱ درصد خواهد شد و با توجه به اثر نهایی بر نرخ ارز دارای تاثیر مثبت بر خالص صادرات است و بنابراین تاثیر مثبت بر تقاضای کل دارد و در ادامه با کاهش تغییر در موجودی انبار مجددا علاوه بر افزایش قیمت‌ها سبب افزایش نرخ استفاده از ظرفیت تولیدی خواهد شد و بنابراین سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه افزایش یافت. همچنین با کاهش دستمزد حقیقی، اشتغال افزایش به میزان ۰/۰۸ درصد داشت و بنابراین در مجموع هر دو اثر افزایش سرمایه و اشتغال موجب افزایش تولید ناخالص داخلی به میزان ۷/۸۲ درصد گردید. بنابراین، نتایج نشان می‌دهد که این افزایش ذخایر خارجی به انگیزه احتیاطی یا نرخ رقابتی به بهای افزایش تورم داخلی خواهد بود. تجزیه و تحلیل و ردیابی اثرات در سیستم اقتصادی کشور نشان می‌دهد که در مواجهه با افزایش حجم دارایی های خارجی، ممکن است منجر به افزایش عمومی و قیمت بیشتر شود .

توصیه می‌شود با توجه به شرایط کنونی کشور و تورم موجود، اگر هدف بانک مرکزی تورم تک رقمی است دارایی‌های خارجی خود را با لحاظ اثرات سیستمی آن مدیریت کند، تا از این طریق اثرات تورمی تغییرات ذخایر خارجی بانک مرکزی کنترل گردد و ثبات اقتصادی اثرپذیری حداقلی از تغییرات آن داشته باشد و اختلال در سیستم اقتصادی به حداقل کاهش یابد.

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 the research, authorship, and publication of this article.

References

Abdi Seyyedkolaee, M., Tehranchian, A. M., Jafari Samimi, A. & Fovero, G. (2022). Non-linear response of inflation: A real effective exchange rate in Iran. *Quartterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 19(1): 53-71. doi:10.22055/JQE.2021.33724.2251 [in Persian]

Abdul-Rahaman, A. R., & Yao, H. (2019). Reserves quantity and economic stability: the central bank of Ghana's position and practices. *Heliyon*, 5(12),1-18.

Albaji, Y. , Azarbayjani, K. and Daei-Karimzadeh, S. (2024). The Response of Iranian Economy to Monetary and Exchange Rate Policies Shocks Base on the Foreign Sector: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Analysis. Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 20(4), 1-37. doi: 10.22055/jqe.2021.33852.2255.[in Persian]

Arslan, Y., & Cantú C. (2019). The Size of Foreign Exchange Reserves', *BIS* Papers, No. 104.

Ashrafganjoee, R. , Akbari Fard, H. , Jalaee Esfandabadi, S. A. M. and Mashinchi, M. (2024). Estimating the Impact of Uncertainty of Macroeconomic and Foreign Trade Variables on Income Distribution among Income Deciles. Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 21(2), 75-125. doi: 10.22055/jqe.2021.36781.2350.[in Persian]

Chiţu, L., Gomes, J., & Pauli, R. (2019), Trends in central banks' foreign currency reserves and the case of the ECB, *Economic Bulletin Articles*, 7(1),1-42.

Cook, D., & Yetman, J. (2012). Expanding central bank balance sheets in emerging Asia: A compendium of risks and some evidence. *BIS* Papers. No. 66.

Hongxing, Y., & Rahaman, A. R. A. (2018). Ghana's Reserves and Currency Volatility: A Comparison with Empirical Theories. *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 8(1), 87–99

Jalali Naeini, A., & Naderian, M. A. (2016).Monetary and Exchange Rate Policy in an Oil Exporting Economy: The Case of Iran. *JMBR*, 9(29): 327-372. [in Persian]Available at: https://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-340-en.html

Joof, F. (2021). The Co-Movement between Foreign Reserves, Economic Growth and Money Supply: Evidence from the WAMZ Countries, *MPRA* Paper 110193, University Library of Munich, Germany.

Ljubaj, I. (2020). International Reserves, Exchange Rate Differences and the CNB's Financial Result, *The Croatian National Bank*, Croatia, Surveys 38.

Makiyan, S. , Samadi, A. H. and Amareh, J. (2022). Investigating Cyclical Status of Monetary and Financial Policies in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *18*(4), 67-92. doi: 10.22055/jqe.2020.31264.2157. [in Persian]

Nikolova, I. (2021). Impact of Covid Pandemic on Foreign Exchange Reserves. International Balkan and Near Eastern Congresses Series on Economics, *Business and Management*. 1436-1442.

Pierre, R. A., Timothy J. & Luiz a. P.(2020). Foreign exchange intervention and financial stability. *BIS* Working Papers. No 889.

Pina, G. (2015). The recent growth of International reserves in developing economies: A monetary perspective. *Journal of International Money and Finance*, 58(C), 172-190

Ponomarenko, A. (2019). Do sterilized foreign exchange intervention create money?. *Bank of Russia*. Working Paper N.4.

Shahabadi, A. , Karami, B. and Arghand, H. (2022). The Impact of Economic Complexity on Inflation in the Selected Countries of Organization of Islamic Cooperation. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *19*(2), 67-91. doi: 10.22055/jqe.2021.32056.2197 [in Persian]

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) بهار ۱۴۰۴ ۲۲(۱) ۱۵۱-۱۱۸



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

تاثیر شاخص توسعه تجارت الکترونیک بر بازار اشتغال بخش خدمات در ایران

شادی عسگرپور *، محمد مهدی مجاهدی موخر **، شعله باقری پرمهر ***

* فارغ التحصیلارشد رشته اقتصاد تجارت الکترونیک، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه غیرانتفاعی خاتم، تهران، ایران (نویسنده‌ی مسئول).

** عضو هیئت علمی دانشگاه اقتصاد، گروه اقتصاد بازرگانی، دانشکده ی اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی،تهران، ایران.

*** استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه غیرانتفاعی خاتم، تهران، ایران.

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندی JEL: C23,D83,E24,F10
تاریخ دریافت: ۱۶ بهمن ۱۴۰۰ تاریخ بازنگری: ۱۲ شهریور ۱۴۰۱ تاریخ پذیرش: ۲۰ شهریور ۱۴۰۱	واژگان کلیدی: اشتغال، تجارت الکترونیك، فن‌آوري ارتباطات و اطلاعات، داده‌هاي پنل
ارتباط با نویسنده (گان) مسئول: ایمیل: shadiasgarpour96@gmail.com	آدرس پستی: ایران، تهران، تهران،منطقه ۶، خیابان جامی، کدپستی ۱۱۳۸۸۱۷۶۱۳

اطلاعات تکمیلی:

مقاله حاضر برگرفته از پایان نامه کارشناسی ارشد خانم شادی عسگرپور با راهنمایی استاد راهنما دکتر محمدمهدی مجاهدی معخر و دکتر شعله باقری پورمهر در دانشگاه خاتم است.

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

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

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

چکیده

فن‌آوری‌های ارتباطی جدید، ماهیت تولید و اشتغال را در کشورها با تحولات گسترده‌ای مواجه کرده‌اند که اساس شکل‌گیري آن مبتنی بر توسعه در حوزه‌ی فن‌آوری اطلاعات و ارتباطات است. شاخص توسعه تجارت الکترونیك (IDI) به عنوان ابزاري مهم و کاربردي، سطح دسترسي، استفاده و مهارت به کارگیری فاوا را در مناطق و جوامع مختلف اندازه‌گیري مي‌کند که این زیرساختار روند ارتباطات و انتقال اطلاعات را سرعت و دقت بیشتري بخشیده‌اند. از طرفي اشتغال از متغیرهاي کلان اقتصادي به شمار مي‌رود که توجه به آن به دلیل بیکاري گسترده در کشور بسیار حائز اهمیت است. آثار فاوا و تجارت الکترونیك بر اشتغال با ابهاماتي همراه است به طوري که نتایج نهایي آن بر کل اقتصاد مشخص نیست و در هر کشور و منطقه‌ای، تاثیرات متفاوتي از خود بروز مي‌دهد. پژوهش حاضر بر اساس فرضیه تاثیر مثبت تجارت الکترونیك بر اشتغال در بخش خدمات کشور، طبق آمار ۳۱ استان، در یک بازه زماني ٤ ساله (۱۳۹۵-۱۳۹۸) با استفاده از روش داده‌هاي تابلویي مورد مطالعه و تحلیل قرار گرفته است. نتایج حاصل از برآورد مدل با توجه به معنادار بودن متغیرها در این بررسي نشان مي‌دهد که شاخص مهارت فاوا تاثیر منفي و ضریب نفوذ اینترنت پهن باند تلفن همراه، تاثیر مثبتي بر اشتغال در این بخش داشته است.

ارجاع به مقاله:

عسگرپور، شادی.، مجاهدی موخر، محمد مهدی، باقری پرمهر و شعله. (۱۴۰۴). تاثیر شاخص توسعه تجارت الکترونیک بر بازار اشتغال بخش خدمات در ایران. فصلنامه‌ی *اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۲۲ (۱)، ۱۵۱-۱۱۸.

10.22055/JQE.2022.39893.2467

© 2025 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

امروزه به دلیل تحولات شگرف در حوزه فاوا، نگاه سیاست‌مداران را به سمتي سوق داده است تا تاثیر این دگرگونی‌ها را در متغیرهای کلان اقتصادی هم‌چون اشتغال و تولید جستجو کنند. با ورود تکنولوژی‌های تجارت الکترونیک به کشور و ایجاد زیرساختار دیجیتال، تقاضا برای نیروی کار مرتبط با آن افزایش یافته است. شکاف دیجیتال بین مناطق مختلف کشور خود مانعی است بر سر راه رشد تجارت الکترونیک که بازار داخلی نسبت به آن واکنش نشان می‌دهد. با کاهش معقول شکاف دیجیتال، بنگاه‌های تجارت الکترونیک می‌توانند خود را با بازارهای جهانی تطبیق دهند که درنتیجه، تحولي در نقل و انتقالات تجاری را به دنبال خواهد داشت. در غیر این صورت امکان از دست رفتن فرصت‌های شغلی در این حوزه وجود دارد. کاهش این شکاف زمانی میسر می‌شود که امکانات لازم برای آموزش نیروی کار ماهر و متخصص در بخش خدمات فراهم باشد. پررنگ‌تر شدن نقش فن‌آوری در توسعه اقتصادی کشورها و تاثیر آن برکیفیت زندگی مردم، موجب شده بسیاری از کسب وکارهای سنتی جای خود را به مشاغلی دهند که راه‌کارهای جدیدی را در مواجهه با نیازهای دنیای امروز ارائه کرده‌اند. آمارها حاکی از آن است تعداد کاربران اینترنت در جهان به بیش از ٤/٦ میلیارد نفر در سال ۲۰۲۱ رسیده است (Worldometer, 2021). این رقم به سرعت در حال افزایش است این حجم از تقاضا برای استفاده از محیط وب، ایده‌ها، خواسته‌ها و شرایط جدیدی را ایجاد می‌کند و باعث شکل‌گیری کسب وکارها در حوزه‌ی تجارت آنلاین می‌شود. در دنیای امروز گوشی‌های هوشمند و انواع کامپیوترهای شخصی، ابزاری سودمند برای انجام معاملات مربوط به تجارت آنلاین تلقی می شوند. این به نوبه خود فرصت شغلی مناسبی را برای کسب و کارهای آنلاین فراهم کرده است. از سوي دیگر مسئله اشتغال وبیکاری به خصوص برای جوانان و به خصوص فارغ‌التحصیلان دانشگاهی با شدت و ضعف‌هایی، در تمام کشورها به ویژه در کشورهای در حال توسعه دارای اهمیت ویژه‌ای برای دولت‌ها است که در برنامه‌های خود به سیاست گذاری در این حوزه‌ها می‌پردازند(Namdarian, 2015:5). در دهه ۸۰ شاهد شکل گیری هسته اولیه کسب و کارهای آنلاین درایران بوده‌ایم و در دهه ۹۰ با افزایش ضریب نفوذ کارت‌های بانکی و ضریب نفود تلفن‌های هوشمند

مواجه بوده‌ایم(Iran's E-Commerce Monitoring Center,2020:3). حجم بالای استفاده‌کنندگان از اینترنت نشان‌دهنده‌ی آن است که بازار عرضه و تقاضا برای کسب و کارهای آنلاین فراهم شده است و توسعه هر چه بیشتر زیرساختار فاوا[1] را می‌طلبد. این خود باعث می‌شود تقاضا برای نه فقط نیروی کار تحصیل کرده بلکه نیروی انسانی که مهارت و قابلیت کافی در سطح تکنولوژی‌های نوین را دارند افزایش یابد. در عصر حاضر کشورهای توسعه یافته و قدرت‌های بزرگ اقتصادی روند توسعه و رشد خود را با تکنولوژی‌های جدید به خصوص اینترنت و شبکه جهانی توام کرده‌اند. ماهیت جهانی شبکه اینترنت محرکی شده تا موج آن اقتصاد همه‌ی کشورها را تحت تاثیر قرار دهد. کشورهای در حال توسعه از جمله ایران برای کاستن از میزان بیکاری در سال‌های اخیر و ایجاد فرصت‌های شغلی ناگزیرند با جریان این رشد جهانی سازگار شوند. مسلما هر کشوری با توجه به یک سری معیارها مانند میزان پذیرش تکنولوژی، قوانین حاکم بر آن کشور و غیره در این مسیر متفاوت از هم عمل می کنند. به کارگیري فاوا، باعث حذف برخي مشاغل سنتي، به وجود آمدن مشاغل جديد و استفاده از نيروي كار متخصص در بخش‌هاي مختلف اقتصادي به خصوص در بخش خدمات شده است. بنابراين آثار نهايي آن بر كل اقتصاد روشن نيست. زیرساختار تجارت الکترونیک در ایران علارغم اینکه هنوز در همه مناطق به رشد کافی و مناسب نرسیده است به طوري كه بر اساس مطالعات انجام شده تاثير آن بر اشتغال به اندازه‌ای است که می‌توان آن را شاخصی برای توسعه یافتگی در نظر گرفت. با توجه به جمعیت جویای کار قابل توجه در کشور، توسعه زیرساخت‌های فاوا می‌تواند بستر را برای ارتقاء تجارت الکترونیک که بخش بزرگی از اشتغال در بخش خدمات را شامل می‌شود، فراهم کند.

[1] فن آوری اطلاعات و ارتباطات

از این رو با استفاده از شاخص توسعه تجارت الکترونیک می‌توان آثار مثبت و منفي آن را بر بازار اشتغال مورد بررسی قرار داده و با ارائه راهکار، گامی در جهت حل مشکل بیکاری که از معضلات مهم اقتصادی در مسیر پیشرفت و توسعه کشور است، برداشته شود.

بدین جهت این پژوهش با هدف بررسی و سنجش تاثیرگذاری تجارت الکترونیک بر اشتغال بخش خدمات، بر اساس شاخص‌های توسعه فاوا [۲](IDI)، در کشور پرداخته است. به طورکلي با این فرضیه که شاخص‌هاي مورد نظر تاثیر مثبتي بر اشتغال در این حوزه دارد. بنابراین با استفاده از روش برآورد پنل در اقتصادسنجی و در یک بازه زمانی ۴ ساله، برای ۳۱ استان کشور این موضوع مورد بررسی قرار مي‌گیرد بنابراین طبق بخش دوم مقاله، مبانی نظری ارائه شده است و در بخش سوم، مطالعات انجام شده قبلی تفسیرشده است. بخش چهارم به تشریح تجارت الکترونیک در ایران پرداخته است و در بخش پنجم مبانی تصریح مدل و بخش ششم به داده‌های پژوهش و تخمین مدل اختصاص یافته است و نهایتا بخش پنجم، نتیجه گیری کلی از پژوهش به عمل آمده است.

۲- مبانی نظری

تجارت الکترونیک در ابتدایی‌ترین شکل، هر گونه معامله‌ای است که از طریق اینترنت انجام می‌شود. بیشتر اوقات این امر شامل انتقال کالاها، خدمات یا اطلاعات است (ECLAC, 2002:4). تجارت الکترونیک به صورت کلی عبارت است از انجام فرایند خرید، فروش، انتقال و مبادله‌ی کالا، خدمات و اطلاعات از طریق شبکه‌های رایانه‌ای از جمله اینترنت (shokati, 2013:20). همچنین طبق تعریف سازمان همکاری و توسعه اقتصادی، تجارت الکترونیک فعالیت‌های تجاری است (اعم از ارتباطات و معاملات) که به صورت الکترونیکی انجام می‌شود (شامل نه تنها سفارش، صورت حساب و پرداخت، بلکه ارزیابی، تبلیغات و ارتباطات). همین‌طور همه اشکال معامله مربوط به فعالیت‌های تجاری، اعم از سازمان و افراد، که مبتنی بر پردازش و انتقال داده‌های دیجیتالی شده، از جمله متن، صدا و تصاویر

[2] information communication technology development index

دیدنی است (Colecchia, 2001:5). سازمان تجارت جهانی، تجارت الکترونیک را تولید، توزیع، بازاریابی و فروش یا تحویل کالا یا خدمات به شکل الکترونیکی تعریف می‌کند (Colecchia, 2001:5). تجارت الکترونیک، کسب و کارهای جدیدي ایجاد مي‌نماید. براي مثال فعالیت‌های فروش الکترونیکی، کانال‌های جدیدی را فراهم می‌کنند که بنگاه‌ها می‌توانند با مشتریان ارتباط برقرار کنند و وارد بازارهای جدیدی شوند، همچنین با بهبود فرآیندها و ساختار فروش بنگاه‌ها، کارایی آن‌ها را افزایش می‌دهند. در تجارت الکترونیک، فاصله‌ها اهمیت کمتری پیدا می‌کند، هزینه‌های مبادله کاهش می‌یابد، گردآوری اطلاعات تسهیل می‌شود، تعادل بین عرضه و تقاضا برقرار می‌شود و نیاز به واسطه‌ها و حضور فیزیکی کمتر می‌شود. (Mahmoodzadeh, Ghavidel & Chavoshi.2018:154).

هشت ویژگی مهم تجارت الکترونیک در مقایسه با تجارت سنتی از دیدگاه لادون عبارت‌اند از: حضور در همه جا و در هر زمان، دسترسی جهانی، استانداردهای جهانی، پیچیدگی و غنی بودن محتوا، تعامل، تراکم اطلاعات، شخصی‌سازی، فناوری اجتماعی: محتوای تولید شده توسط کاربر و شبکه‌های اجتماعی(Laudon & traver,2016:52).
تجارت الکترونیک انواع مختلفی دارد که تجارت الکترونیک B2C[3] (خرده‌فروشي آنلاین)، B2B[4] (عمده فروشي آنلاین) و تجارت الکترونیک C2C[5]، سه نوع پرکاربرد آن هستند.

۱-۲- فن‌آوری اطلاعات و ارتباطات

فناوری اطلاعات و ارتباطات ترکیبی از الکترونیک، ارتباطات از راه دور، نرم‌افزار، شبکه‌ها و ایستگاه‌های کار غیرمتمرکز رایانه‌ای و ادغام رسانه‌های اطلاعاتی (صدا، متن، داده‌ها یا اطلاعات و تصویر) است (Farhadi, Ismail, & Fooladi, 2012:1). توسعه فاوا، روند جهانی شدن را سرعت بخشیده و اهمیت آن به اندازه‌ای است که امروزه بازارها برای ادامه بقای خود نیازمند استفاده از آن هستند.

[3] Business with the customer
[4] Business with business
[5] Consumer with consumer

۲-۲- تاثیرات فاوا و تجارت الکترونیک بر اشتغال

بی‌شک سهم تجارت الکترونیک در بازار کار بر هیچ‌کس پنهان نیست این نوع تجارت با به خطر انداختن موقعیت برخی از کسب و کارهای سنتی و رونق بخشیدن به مشاغلی که به نحوی با فناوری‌های پیشرفته امروز سروکار دارند جایگاه قابل توجهی را نصیب خود کرده است. از طرفی به دلیل مزایایی که تجارت الکترونیک نسبت به تجارت سنتی دارد موجب تحریک بازار کار شده است.

با توجه به اینکه امروزه بسترهای مناسب دسترسی به اینترنت در بیشتر مناطق فراهم شده، به رشد کسب وکارهای اینترنتی کمک زیادی کرده است این خود می‌تواند فضای مناسبی برای کاهش نرخ بیکاری و تورم فراهم کند. در این راستا با افزایش سهم بازار فاوا، بازارهای کسب‌وکار الکترونیکی، عرضه و تقاضای وسیعی را تجربه می‌کنند. از طرفی با دسترسی بازارها به زیرساختار ارتباطی پیشرفته، باعث جذب سرمایه انسانی‌ای شده که مهارت و کفایت لازم برای کار از راه دور را دارا می‌باشند. بنابراین فرصتی فراهم شده تا بتوان از پتانسیل‌های به وجود آمده حداکثر استفاده را برد. در عین حال رشد قابل توجه استفاده از اینترنت پهن‌باند و تلفن همراه باعث شده بسیاری از حرفه‌ها تحت تاثیر این تکنولوژی ارتباطی سریع و آسان، قرار گیرند.

پهن باند را می‌توان به عنوان اینترنت پرسرعت و همیشه در دسترس توصیف کرد که ابتدا در دهه ۱۹۹۰ با DSL و کابل شروع شد و بعدا به فیبر نوری و باند پهن تبدیل شد. پهنای باند چندین فناوری ارتباطی از راه دور را شامل ADSL، VDSL، کابل، فیبر نوری، بی‌سیم، ماهواره، تلفن همراه و خط برق را در بر می‌گیرد. به واسطه اینترنت، ۲٫۶ شغل برای یک شغل از دست رفته، ایجاد می‌شود و سود مشاغل کوچک که در منطقه مورد نظر فعالیت می‌کنند حداقل ۱۰ درصد افزایش می‌یابد. علاوه بر پیشرفت‌های اقتصادی، فرآیندهای پهنای باند منجر به افزایش بهره‌وری کارمندان بین ۵-۱۰ درصد بر اساس صنعت مورد نظر شده و نشان داده شده که به دلیل دانش جدید، فعالیت‌های فشرده‌ای که توسط قابلیت‌های پهن‌باند ایجاد شده، مشاغل جدید ایجاد می‌کند (Amiri & Woodside, 2017:4). به عنوان مثال مخابرات بریتانیا حدود ۸۵۰۰ کارگر داشت که در سال ۲۰۰۴ با

استفاده از پهن باند از خانه کار می‌کردند، مجموعه‌ای که مزایای مالی قابل توجهی را برای شرکت فراهم کردند. به طور متوسط، هر کارگر هزینه اقامت شرکت را در حدود ۶۰۰۰ پوند در سال پس‌انداز می‌کرد. مخابرات بریتانیا همچنین تمهیدات کاری انعطاف‌پذیری را برای مهندسین خود ارتقا داده است. آخرین داده‌های آزمایشی ۳۰۰۰ مهندس نشان می‌دهد که کیفیت خدمات، ۸ درصد افزایش یافته است. مهندسین این کارآزمایی به طور متوسط دو ساعت کمتر در هفته کار می‌کردند اما درآمد بیشتری کسب می‌کردند و مخابرات بریتانیا با حذف پرداخت اضافه‌کاری، پس‌انداز می‌کرد (World bank, 2009:37).

توسعه پهن باند اگرچه برخی از مشاغل را از جامعه حذف می‌کند، اما با بهره‌گیری صحیح از آن می‌توان به توسعه و تولید مشاغل نوین بیش از حذف مشاغل امید داشت. در مجموع یکی از آثار استقرار فناوری پهن باند، افزایش اشتغال است. اشتغال مستقیم از راه ساخت و ساز مرتبط با ساخت شبکه‌های پهن باند و اشتغال غیرمستقیم از راه کسب و کارهای تولید شده در بستر شبکه(Estaji, Roayaei, & Mohammadi, 2017:67). از طرفی پذیرش تلفن همراه باعث افزایش کارآفرینی و جستجوی شغلی می‌شود، زیرا این امر هزینه‌های شروع یک کسب و کار را کاهش می‌دهد. علاوه بر این، عدم تقارن اطلاعات و ناکارآمدی بازار را کاهش می‌دهد و در برخی موارد ممکن است جایگزین حمل و نقل شود (Alderete,2015:6). طبق گفته مایکل مندل[6]، بین سال‌های ۲۰۰۷ و ۲۰۱۷ تعداد مشاغل خرده‌فروشی، ۱۴۰ هزار نفر کاهش یافته در حالی که مشاغل تجارت الکترونیکی و انبارداری حدود ۴ میلیون نفر افزایش یافته است (Americo,veronica,2018:2).

از سوي دیگر مسلم است که تجارت الکترونیک بر تقاضا برای مهارت‌های خاص تاثیر خواهد گذاشت. شواهد نشان می‌دهد که فاوا و تجارت الکترونیک مجموعه کاملی از مهارت‌های جدید را طلب می‌کنند که در آن مسئولیت‌ها و تصمیم‌گیری‌ها بیشتر مبتنی بر اطلاعات می‌شوند. این تغییر فنی باعث ایجاد تقاضا برای افراد با مهارت و با استعداد می‌شود تا نه تنها فناوری اطلاعات را مدیریت کنند بلکه از مقادیر زیادی از اطلاعات در مورد خواسته‌های مشتری و فرآیندهای تولید بهره‌برداری کند (ECLAC,2002:22). تجارت

[6] Michael mandel

الکترونیک به کسب‌وکارها کمک می‌کند تا کارایی خود را در انجام فعالیت‌هایشان افزایش دهند و همچنین آن‌ها را وادار به پذیرش یا تطبیق آن کنند تا بتوانند دربازار رقابتی باقی بمانند(Chan & Al-hawamdeh ,2002:287). تجارت الکترونیک به دو صورت بر بازار کار اثر می‌گذارد؛ از طریق تاثیر بر مهارت نیروی کار و دستمزد (اثر مستقیم) و از طریق تاثیر بر بهره‌وری و تقاضای کار (اثر غیر مستقیم). گسترش تجارت الکترونیک باعث ایجاد فرصت شغلی جدید در زمینه‌هایی مانند کالاها و خدمات مرتبط با اطلاعات، سرگرمی‌ها، نرم‌افزارها و محصولات دیجیتال می‌شود. این در حالی است که مشاغلی که در آنها تجارت الکترونیک جایگزین روش سنتی انجام کسب وکار شود از بین خواهد رفت (Mahmoodzadeh, Ghavidel, & Chavoshi, 2018:158).

سایت‌های آنلاین مانند ODesk و Mechanical Turk به افراد در سراسر جهان این امکان را می‌دهند تا کارهای از راه دور را برای شرکت‌های سایر کشورها انجام دهند. چنین پلتفرم‌های نرم‌افزاری با ایجاد شغل برای کارگران خارج از کشور، بدون اینکه آنها نیاز به مهاجرت داشته باشند، یکی از راه‌های غلبه بر موانع مهاجرت هستند. این پلتفرم‌های نرم‌افزاری می‌توانند شغل بسیار مناسبی، برای افراد در اقتصادهای در حال توسعه فراهم کنند که به طور قابل ملاحظه‌ای، سطح بالایی از دستمزدها را ارائه می‌دهند. (Terzi, 2016:12). توسعه بازارهای الکترونیک و سازماندهی مجدد مشاغل مورد نیاز برای پاسخ‌گویی به شرایط جدید بازار، مشاغل موجود در شرکت‌ها را اصلاح کرده و مهارت‌های جدیدی را ایجاد می‌کند (Milotiz,1998:6).

از زمانی که تجارت الکترونیک در کشورهای بزرگ اقتصادی جهان رواج یافت حداقل سه دهه می‌گذرد در طول این مدت با افت و خیزها و چالش‌هایی روبه‌رو بوده است به طوری که آغاز سال ۲۰۲۰ در کشور چین با شیوع بیماری کوید ۱۹ همراه شد. این همه‌گیری به سرعت به خارج از مرزهای این کشور گسترش یافت. از این رو دولت‌ها برای مقابله با این ویروس، اقداماتی را مانند فاصله‌گذاری اجتماعی و قرنطینه اجباری، به خصوص برای مشاغل ضروری، ترتیب دادند. از آنجا که مصرف‌کنندگان در سراسر جهان به دلیل بیماری همه‌گیر، با قرنطینه و تعطیلی مشاغل روبرو شده اند، کاربران اینترنت برای دستیابی به

کالاهای اساسی در تعداد بی‌سابقه‌ای به تجارت الکترونیک روی آوردند. با این وجود، شتاب تجارت الکترونیک امسال نابرابر خواهد بود. (Emarketer,2020). بنابراین کار از راه دور نیازمند داشتن زیرساخت‌های ارتباطی مناسب بود تا نیازهای مردم در قرنطینه برطرف شود. در برخی از کشورهای آفریقایی برای تسهیل خرید آنلاین اقلام غذایی ضروری، دولت‌های محلی، تماسهای تلفنی هماهنگ کننده‌گان محصولات غذایی را در بازارهای مختلف جمع‌آوری و از طریق رسانه‌های اجتماعی آن‌ها را منتشر کرده‌اند تا مصرف‌کنندگان بتوانند تماس بگیرند و سفارش دهند. مشتریان هم از طریق تلفن همراه خود عمل پرداخت را انجام می‌دهند و خریدهای خود را از طریق تاکسی‌های اینترنتی نظیر اوبر[۷] و سیف بودا[۸] یا سایر گزینه‌های مشابه تحویل می‌گیرند. این گسترش خدمات تحویل، تاثیرات مثبتی بر افزایش اشتغال داشته است حتی اگر موقتی باشد(WTO,2020:2). بر اساس گزارش سالانه مرکز توسعه تجارت الکترونیک، در ایران نیز با توجه به آغاز شیوع کرونا در اواخر بهمن ماه سال ۹۸، مبلغ تراکنش‌ها در اسفند ماه همان سال رشد ۲۳٦ درصدی به نسبت مدت زمان مشابه در سال ۹۷ داشته است به طوری که با رشد ٤ درصدی نسبت به سال قبل همراه بوده است (Annual report of e-commerce in 1398, E-commerce development center, 2021:27). تجارت الکترونیک علاوه بر اینکه اثر مثبت بر اشتغال دارد با آثار منفی نیز همراه است. از چند مسیر تجارت الکترونیک ممکن است کاهش اشتغال را در پی داشته باشد:

- کاهش تعداد فروشگاه‌های فیزیکی
- کاهش دلالان و واسطه‌گران
- فروشگاه‌های الکترونیک اغلب توسط افراد ماهر تاسیس می‌شوند، همچنین تاسیس و اداره فروشگاه‌های الکترونیک دارای هزینه پایین نسبت به فروشگاه‌های فیزیکی است، پس ممکن است افراد غیرماهر نتوانند با افراد ماهر که فروشگاه‌های مجازی دارند، رقابت کنند و از این طریق بیکاری افراد غیرماهر افزایش یابد، زیرا

[7] UBER
[8] SafeBoda

فرصت شغلی برای این افراد کمتر ایجاد می‌شود (Mahmoodzadeh, Ghavidel, & Chavoshi,2018:159).

۳-۲- شاخص توسعه تجارت الکترونیک

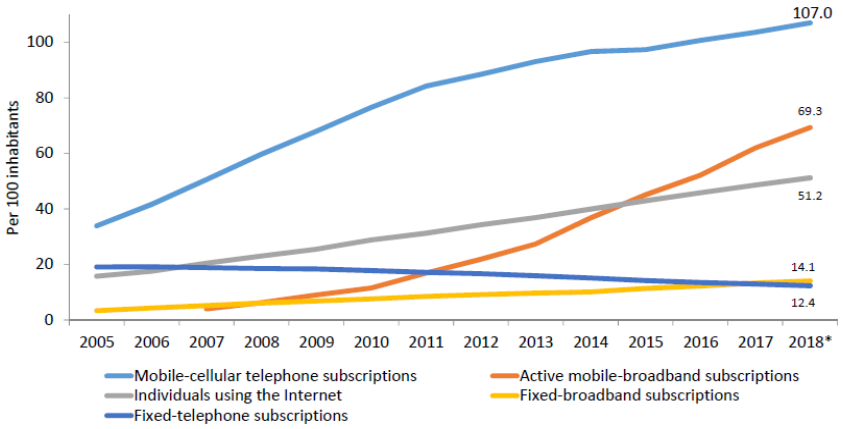
استفاده گسترده بنگاه‌ها و سازمان‌ها از ابزارهای فاوا، به دلیل کم هزینه بودن و سرعت بالا باعث شده از تعداد مراجعه حضوری به این نهادها کاسته شود. بنابراین دولت‌ها سعی می‌کنند با توسعه زیرساختار فاوا، موانع موجود بر سر راه این تکنولوژی را به حداقل برسانند. تحقق تجارت الکترونیک نیازمند زیرساختاری است که می‌توان به زیرساختار مخابراتی و ارتباطی، سرمایه انسانی مورد نیاز و محیط مناسب جهت فعالیت‌های تحقیق و توسعه، تحول در نهادهای اقتصادی، مالی و اداری مرتبط با آن شامل بانک‌داری الکترونیک، گمرک الکترونیک، حمل و نقل الکترونیک، سیستم ارتباط داخلی و بین‌المللی قوی و نیز زیرساخت‌های حقوقی و قانونی و ... اشاره کرد (Shokati,2013:21). ساخت و گسترش زیرساخت‌های اطلاعاتی که اقتصاد تجارت الکترونیک به آن وابسته است، اولین قدم در تحقق فرصت تجارت الکترونیک است. این زیرساختار نیازمند زیرساختارارتباطی تعاملی با سرعت بالا هستند که باعث تسهیل دسترسی، تاخیر کم شبکه و قیمت مناسب دسترسی و استفاده برای مشتریان و ارائه‌دهندگان خدمات می‌شوند (ECLAC,2002:25). سرعتی که در حال تحول اقتصاد دیجیتالی است، نتیجه فن‌آوری‌هایی است که طی چند دهه، توسعه و رواج فراوانی یافته است. دسترسی به پهنای باند با سرعت بالا، با محاسبات و ظرفیت ذخیره‌سازی به طور فزاینده‌ای و همچنین کاهش هزینه‌های شدید تجهیزات فاوا و مدیریت داده‌ها، فرایند دیجیتالی شدن را تسهیل کرده است(UNCTAD:2،۲۰۱۷). شاخص توسعه فاوا، استانداردی است که برای اندازه‌گیری شکاف دیجیتالی و مقایسه عملکرد فناوری‌های ارتباطی و اطلاعاتی در کشورهای مختلف به کار گرفته می‌شود. این شاخص بر مبنای ۱۱ معیار بنا شده و در سه شاخه دسترسی، مصرف و مهارت‌ها دسته‌بندی و اندازه‌گیری می‌شود(Ministry of Information and Communications, 2019:5). داده‌های مربوط به این شاخص که هر سال از طرف اتحادیه جهانی مخابرات برای نظارت بر عملکرد و توسعه زیرساختار فاوا جمع‌آوری می‌شود به صورت زیر تقسیم‌بندی می‌گردند:

زیر شاخص دسترسی، سطح آمادگی زیرساختار فاوا را اندازه‌گیری می‌کند و شامل ۵ معیار و زیرساختار دسترسی است که عبارتند از: ۱- مشترکان تلفن ثابت، ۲- مشترکان تلفن همراه، ۳- پهنای باند بین‌المللی، ۴ خانوارهای دارای رایانه و ۵- خانوارهای دارای دسترسی به اینترنت.

زیر شاخص استفاده، میزان به‌کارگیری فاوا را اندازه‌گیری می‌کند و شامل سه معیار استفاده بوده که عبارتند از: ۱- تعداد کاسربران اینترنت، ۲- پهن باند ثابت ۳- پهن باند موبایل

زیر شاخص مهارت، توانمندی‌های کاربران اینترنت را با در نظر گرفتن مقاطع مختلف تحصیلی اندازه‌گیری می‌کند. این شاخص شامل سه معیار است که عبارتند از: ۱- تعداد سال‌های تحصیل بزرگسالان، ۲- میزان ثبت‌نام در مقطع دوم تحصیلی (دبیرستان)، ۳- میزان ثبت‌نام در مقطع سوم تحصیلی (دانشگاه) (Maleki,2017:31).

نمودار ۱، که بر اساس گزارش اندازه‌گیری جامعه اطلاعاتی سال ۲۰۱۸ توسط اتحادیه جهانی مخابرات ارائه شده است، روند صعودی دسترسی و استفاده از ICT را بین سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۸ نشان می‌دهد. دسترسی به پهنای باند، تعداد اشتراک‌های پهنای باند تلفن همراه فعال و نرخ نفوذ پهنای باند ثابت به سرعت در حال رشد هستند. دسترسی به تلفن همراه رواج بیشتری پیدا کرده است. اشتراک‌های تلفن ثابت مدت زمان طولانی است که در حال کاهش است. داشتن یک اتصال پهن باند ثابت در خانه، اغلب به دلیل هزینه بالای مرتبط با آن، یا عدم دسترسی عمومی زیرساخت‌ها، در کشورهای در حال توسعه بسیار مشکل‌ساز است، در حالی که این مورد برای پهن باند تلفن همراه بسیار کمتر است (Measuring the Information Society Reports, ITU, 2018:3).



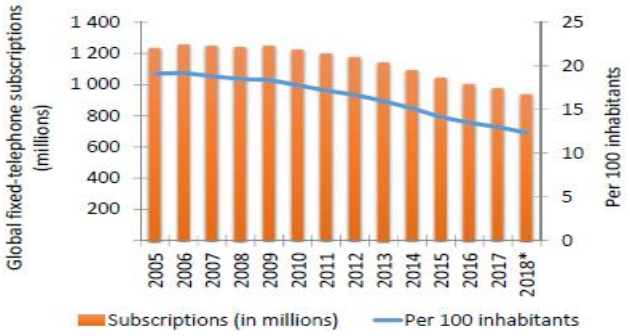
نمودار ۱. روند توسعه جهانی فاوا طی سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۸

مأخذ: اتحادیه جهانی مخابرات

Figure 1. Global ICT developments, 2005–2018

Source: ITU,2018

البته دلیل اصلی کاهش اشتراک تلفن ثابت، فناوری تلفن همراه است. تلفن‌های همراه به افراد امکان دسترسی فردی و مجازی را در همه جا فراهم می‌کنند و انعطاف‌پذیری زیادی را ارائه می‌دهند. همچنین، در بسیاری از مناطق دریافت یک خط ثابت بسیار گران است، زمان انتظار می‌تواند بسیار طولانی باشد، یا زیرساختار کاملا خارج از دسترس است (Measuring the Information Society Reports, ITU, 2018:12). **نمودار ۲**، به وضوح گویای روند کاهش استفاده از اینترنت پهن باند تلفن ثابت، طبق گزارش اندازه‌گیری جامعه اطلاعاتی اتحادیه جهانی مخابرات است.



نمودار ۲. مشترکین تلفن ثابت در هر ۱۰۰ نفر جمعیت از سال ۲۰۰۵ تا سال ۲۰۱۸
مأخذ :.اتحادیه جهانی مخابرات، ۲۰۱۸

Figure 2. Global Fixed-Telephone Subscriptions, Total & per 100 inhabitants, 2005-2018
Source: ITU, 2018

اکنون تعداد اشتراک‌های تلفن همراه بیشتر از افراد روی کره زمین است. دلیل این امر این است که بسیاری از افراد برای استفاده از برنامه‌های صوتی یا داده‌های رقابتی، بیش از یک اپراتور دارند یا به دلیل اینکه ممکن است اشتراک حرفه‌ای و شخصی داشته باشند، بیش از یک اشتراک دارند. پس این بدان معنا نیست که اکنون همه دنیا به هم وصل شده‌اند. شواهد حاصل از بررسی‌های خانگی ICT نشان می‌دهدکه ۷۶٫۴ درصد از جمعیت جهان دارای تلفن همراه هستند. پهن باند تلفن همراه به یکی از ویژگی‌های تعیین کننده‌ی جامعه اطلاعاتی تبدیل شده است. دسترسی به اینترنت سریع برای بسیاری از افراد ضروری است و تاثیرات مفیدی بر اقتصاد جهانی دارد. تحقیقات اخیر تخمین می‌زنند که افزایش یک درصد نفوذ در پهن باند تلفن همراه با افزایش ۰٫۱۵ درصد در تولید ناخالص داخلی همراه است (Measuring the Information Society Reports, ITU, 2018:5). اکوسیستم برنامه تلفن همراه چنان در حال رشد است و حدود ۲ میلیارد نفر در سراسر جهان از برنامه‌های تلفن همراه استفاده می‌کنند (Laudon & Traver, 2016:48). اتصال پهن باند در کشورهای در حال توسعه، در صورت امکان، نسبتا کند و گران است و توانایی کسب وکارها و افراد برای استفاده از آن را محدود می‌کند. تنها ١٦ درصد از جمعیت بالغ جهان از اینترنت برای پرداخت قبض یا خرید اقلام استفاده می‌کنند در حالی که بیش از ۷۰ درصد

از جمعیت در چندین کشور توسعه یافته در حال حاضر کالاها و خدمات را به صورت آنلاین خریداری می‌کنند. بیشتر شرکت‌های خرد، کوچک و متوسط در کشورهای در حال توسعه، آمادگی لازم برای استفاده از اقتصاد دیجیتال را ندارند و از این طریق ممکن است فرصت‌هایی را برای افزایش بهره‌وری و رقابت خود از دست بدهند (UNCTAD, 2017:3). هم‌اکنون زیرساختار اطلاعاتی پهن باند برای شرکت‌های با فناوری بالا به همان اندازه دارای اهمیت می‌باشند که در قرن نوزدهم راه‌آهن برای کارخانجات فولاد و منسوجات اهمیت داشت (Wieman,1998:22). دسترسی به پهن باند یا اینترنت در خانه فراگیرترین روش برای دسترسی آنلاین مردم است. در خانه، همه اعضاء خانواده بدون توجه به اینکه شغل دارند، به مدرسه می‌روند، مرد یا زن هستند، فرزندان، بزرگسالان یا افراد مسن این شانس را دارند که آنلاین باشند (Measuring the Information Society Reports, ITU, 2018:12). البته همیشه در دسترس بودن اینترنت به معنای رشد تجارت الکترونیکي نیست.

۳- مروری بر مطالعات انجام شده

در ارتباط با تاثیر فاوا و تجارت الکترونیک بر اشتغال، مطالعات زیادی انجام گرفته است که هر کدام گویای نتایج متفاوتی است که برخی از آن‌ها تاثیرات مثبت و برخی دیگر تاثیر منفی و معنادار را نشان می‌دهند. سینگ(۲۰۰۸) طبق شواهد و آمار جهانی به نتایجی دست یافته است که بیان می‌کند اینترنت فرصت‌های جدیدی را برای بازار کار ایجاد کرده است و کارکنان باید مدام مهارت های خود را توسعه دهند(Singh,2008). ترزی (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای پیش‌بینی می‌کند که تجارت الکترونیک به طور مستقیم و غیر مستقیم شغل جدید ایجاد کند و حتی باعث ضرر شغلی شود که به تقاضا برای مهارت‌های خاص بستگی دارد (Terzi,2016). امیری و ژوزف وودساید (۲۰۱۷) رابطه بین شاخص توسعه فاوا (IDI)، GDP و روند اشتغال طی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۵ در کشورهای بریکس پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که بین فاوا و وضعیت اقتصادی، همبستگی مثبت و معنادار، و بین فاوا و میزان بیکاری یک کشور رابطه معناداری وجود دارد (Amiri, Woodside,2017). کلیش اصلان و تانگور(۲۰۱۸)، در مقاله‌اي تاثیر فاوا بر اشتغال را بر اساس برآورد تقاضاي نيروي

کار در شرکت‌هاي توليدي ترکيه بين سال‌هاي ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۳ مورد بررسي قرار داده‌اند، يافته‌ها حاکي از افزايش اشتغال در اين شرکت‌ها است (Kilicaslan, & Tongur,2018). آمريکو و ورونيکو (۲۰۱۸)،در مطالعه‌ای تاثیر منفی تجارت الکترونیک در بخش خرده فروشی را نشان می‌دهند (Americo, & Veronica,2018). لوبو و همکاران(۲۰۱۹)، در بازه زماني ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۵، پهناي‌باند با سرعت بالا در شهرستان‌ها، ۲۶ درصد نرخ بيکاري را نسبت به شهرستان‌هايي با سرعت پهناي باند پايين، کاهش مي‌دهد (Lobo, Alam, & Whitacre, 2020). جيانمي ژائو (۲۰۲۰)، در پژوهشي، نشان مي‌دهد که استفاده از اينترنت به طور قابل توجهي، ۵ تا ۷ درصد، احتمال خوداشتغالي روستايي را افزايش مي‌دهد(Zhao,2020).

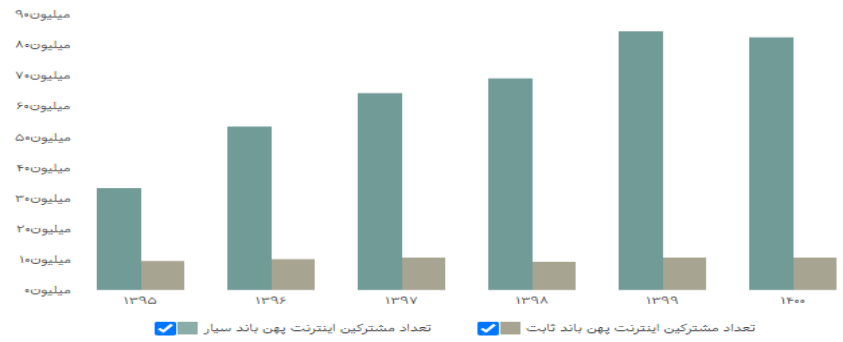
محمودزاده و اسدی (۱۳۸۴)، با استفاده از داده‌های سالانه ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۲ روابط کوتاه مدت و بلند مدت بین متغیرها را محاسبه و ارزیابی نموده‌اند. نتایج حاکی از تاثیر مثبت زیرساخت‌های فاوا بر اشتغال بخش خدمات است (Mahmoodzade & Asadi, 2005). عمادزاده و همکاران (۱۳۸۵)، در مطالعه‌اي با استفاده از داده‌هاي سالانه(۱۳۷۹ تا ۱۳۸۲) براي ۴۷ کشور، تاثير فاوا را بر اشتغال مورد بررسي قرار داده‌اند که نتايج آن حاکي از تاثير مثبت و معنادار فاوا بر اشتغال است (Emadzadeh, Shahnazi, MohammadZadeh, & Babaki, 2006). سپهر دوست و خدايي (۱۳۸۹)، بين سال‌هاي ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۹ به بررسی اثر فاوا بر اشتغال در کشورهاي منتخب پرداخته‌اند که نتايج بيان‌گر تاثير مثبت و معنادار فاوا بر اشتغال است (SepehrDoust, & Khodaee, 2009). محمودي و همکاران (۱۳۹۰)، بين سال‌هاي ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۵، در ايران، تاثير مثبت و معنادار فاوا بر اشتغال بخش خدمات را نشان مي‌دهند (Mahmoodi, & Mahmoodi, 2011). صادقي و همکاران (۱۳۹۲) با اسفاده از داده‌هاي مقطعي سال ۱۳۸۸ براي استان‌هاي کشور، تاثير فاوا بر اشتغال را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتايج منفي و معنادار پژوهش حاکي از کاهش اشتغال در پی افزايش استفاده از فاوا است (Sadeghi, Saremi, & Garshasebi, 2013). مطالعه‌ي صميمی و هژبر کيانی (۱۳۹۳)، در بازه زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۸ ، نشان می‌دهند اثر بکارگیری شاخص استفاده از فاوا بر اشتغال کل نیروی کار و نیروهای متخصص، اثر مثبت و بر اشتغال نیروی کار ساده، اثر منفی دارد (Samimi, &

Hojabr Kiani, 2014). زاهدی (۱۳۹۵)، طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۳ و آمار مربوط به ۱۴ کشور منتخب در حال توسعه از جمله ایران را مورد بررسی قرار داده است. نتایج این تحقیق بیان‌گر تاثیر مثبت فاوا بر تقاضای نیروی کار است. از طرفي استفاده از فاوا در کانال تولید و فروش و بازاریابي و ... باعث به صرفه شدن هزینه‌ها و در نهایت منجر به بي اثر شدن افزایش دستمزدها شده است (Zahedi, Shahhosseini, & Tavakolian, & Mohammadi, 2017). حایری زاده (۱۳۹۶)، در بازه زمانی ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۵ نشان داده است که فاوا اثر معنادار و منفی بر اشتغال دارد. در واقع این پژوهش حاکی از تاثیر منفی B2B و B2C بر اشتغال است. در نهایت نتایج این پژوهش در کشورهاي مختلف، متفاوت است که مي‌توان به مقرون صرفه نبودن دسترسي و استفاده از فاوا و عدم مهارت موردنیاز نیروي کار براي کاربرد فاوا در این کشورها اشاره کرد. علاوه بر این نتایج حاکي از اثر مثبت تولید بر اشتغال در صورت به‌کارگیري فاوا در اقتصاد این کشورها نسبت به حالتي است که از این تکنولوژي استفاده نمي‌شود (Haerizadeh, Shahhosseini, Tavakolian, & Taee, 2018). استاجی و همکاران (۱۳۹٦)، تاثیر مستقیم فاوا بر اشتغال، بهره‌وری و درآمد ملی را نشان داده‌اند همچنین طبق یافته‌ها، ضرورت دارد که توسعه پهن باند بر اساس بازار داخلی در هر منطقه‌ای صورت گیرد (Estaji, Roayaei, & Mohammadi, 2017). محمودزاده و همکاران (۱۳۹۷)، در مطالعه‌اي طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۴ نشان داده‌اند که اثر تجارت الکترونیک بر اشتغال منفی بوده ولی از نظر آماری غیر معنادار است. هم‌چنین بر تولید سرانه اثر مثبت داشته و بر نرخ بیکاری بی‌تاثیر است. علاوه بر این تجارت الکترونيك باعث جایگزیني نیروي کار در بخش الکترونیکي شده است. که این خود نشان‌دهنده‌ي کاهش اشتغال و تولید در بخش‌هاي فیزیکي و در نقطه مقابل ایجاد فروشگاه‌هاي الکترونیکي و افزایش اشتغال و تولید در این بخش است(Mahmoodzadeh, Ghavidel, & Chavoshi, 2018).

۴- تجارت الکترونیک در ایران

همه دولت‌ها در تلاشند همراه با پیشرفت تکنولوژی‌های ارتباطی، شاخص توسعه فاوا را

گسترش دهند و شکاف دیجیتالی را در مناطق مختلف یک کشور به حداقل برسانند تا امکان دسترسی و استفاده را در کنار آموزش مهارت‌های مرتبط با آن، برای همه ممکن سازند.امروزه فن‌آوری اطلاعات و ارتباطات رشد و گسترش چشم‌گیری در کشورهای مختلف داشته و مزایای فراوانی را با خود به همراه آورده است.با پیشرفت فاوا یک نوع جدید از شکاف میان مناطق مختلف کشور و همچنین اقشار مختلف مردم شکل گرفته است. به دلیل انتشار سریع اینترنت در سراسر کشور، این تهدید وجود دارد که اگر شکاف دیجیتالی در حال رشد در داخل کشور را شناسایی نکنیم، دچار عقب‌ماندگی می‌شویم (Ministry of Information & Comunicotion of Iran, 2015:2). در ایران نیز سعی شده است تا این شکاف بین استان‌ها و مناطق شهری و روستایی شناسایی شود و تا جای ممکن از این فاصله ایجاد شده بین اقشار مختلف جامعه کاسته شود. اندازه‌گیری سطح IDI در استان‌های کشور از اهمیت زیادی برخوردار است به طوری که باعث تسهیل تصمیم‌گیری‌های سیاستی از طرف دولت شده است.بر اساس گزارش مرکز توسعه تجارت الکترونیک تا پایان سال ۱۳۹۹، ضریب نفوذ اینترنت پهن باند در کشور ۱۱۲٫٤ درصد برآورد شده است که نسبت به سال ۹۸ بیست درصد رشد داشته است. همچنین طبق گزارش جهاني در سال ۲۰۲۱ ضریب نفوذ اینترنت در ایران از میانگین جهاني خود در سال ۱۳۹۹ بالاتر است (Annual Report of E-Commerce in, E-commerce Development Center:2020:16). این در حالي است که طبق آخرین گزارش اتحادیه جهاني مخابرات، درصد افراد استفاده کننده از اینترنت در ایران ۸٤٫۱۱ اعلام شده است (ITU,2020). **نمودار ۳**، تعداد مشترکین اینترنت پهن باند ثابت و همراه را تا پایان خرداد ۱٤۰۰ در کشور نشان مي‌دهد.



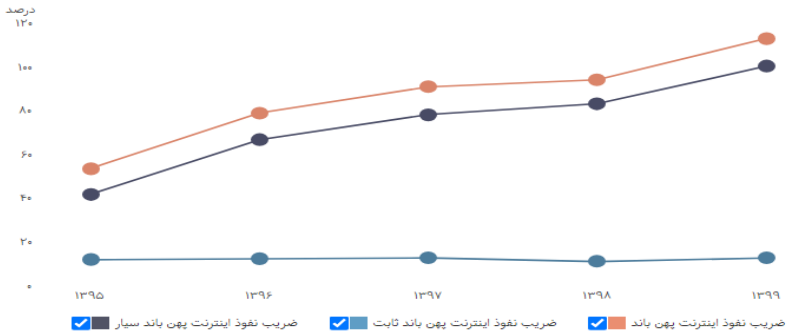
نمودار ۳. تعداد مشترکین اینترنت پهن باند ثابت و سیار از سال ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۰

مأخذ: سازمان تنظیم مقررات و ارتباطات رادیویی ایران

Figure 3. The number of fixed and mobile broadband internet subscribers from 2016 to 2021

Source: Communication Regulatory Authority of The I.R. Iran

همچنین طبق آمار سازمان تنظیم مقررات و ارتباطات راديويي، ضريب نفوذ اينترنت ثابت و سيار در **نمودار ٤**، مي‌باشد.



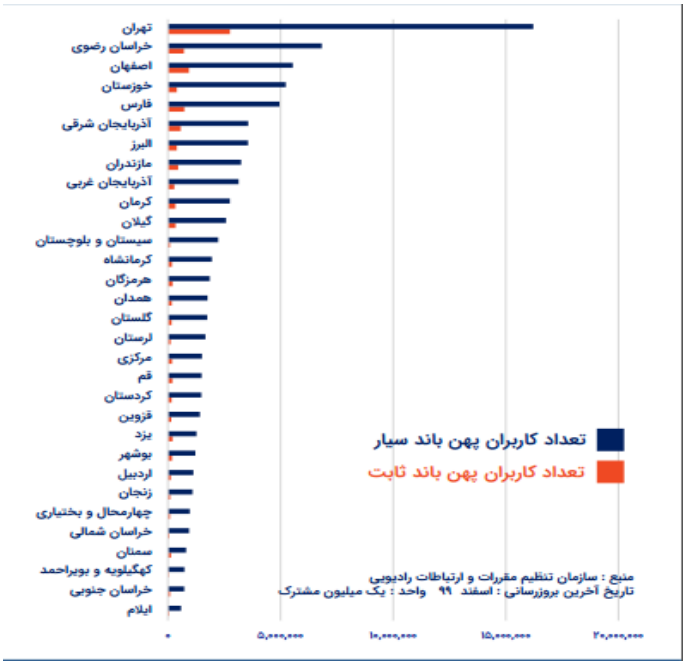
نمودار ٤. نرخ نفوذ اينترنت پهن باند ثابت و سيار در كشور

مأخذ: سازمان تنظیم مقررات و ارتباطات رادیویی ایران

Figure 4. Penetration rate of fixed and mobile broadband internet in the country

Source: Communication Regulatory Authority of The I.R. Iran

همان‌طور که از **نمودار ۵**، ملاحظه مي‌شود بيشترين تعداد کاربران اينترنت پهن باند تلفن همراه مربوط به استان‌هاي تهران، خراسان‌رضوي و اصفهان مي‌باشد و کمترين تعداد کاربران متعلق به استان‌هاي ايلام، خراسان جنوبي و کهکيلويه و بويراحمد است.



نمودار ۵. آمار کاربران اینترنت پهن باند سیار و ثابت در استان‌ها
مأخذ: گزارش پانوراما، ۱۴۰۰

Figure 5. Statistics of fixed and mobile broadband internet users in the provinces
Source: Panorama report, 2021 (ECMonitor.ir)

بر اساس آمار وزارت ارتباطات، زيرشاخص‌هاي مهارت فاوا که سطح تحصيلات را نشان مي‌دهند تا پايان خرداد ۱۴۰۰ طبق **نمودار ٦**، گردآوري شده اند. **نمودار ٦** گوياي درصد کمتر در مقاطع دوره سوم و درصد بيشتر در مقاطع دوره دوم است.



نمودار ٦. مهارت‌هاي فاوا در كشور

مأخذ: وزارت ارتباطات (پايش جامعه‌ي اطلاعاتي)

Figure 6. ICT skills in Iran

Source: Ministry of Information and Communications Technology of Iran

با این تفاسیر به دلیل ظرفیت‌های به وجود آمده در بخش فاوا امروزه شاهد رشد اشتغال در بخش خدمات نسبت به سایر بخش‌های اقتصادی هستیم. با توجه به **جدول ۱.** سهم جمعیت شاغل ۱۵ ساله و بیشتر در اشتغال بخش خدمات کشور، سهم اشتغال بخش خدمات را طی ۱۰ سال می‌توان مشاهده کرد.

جدول ۱. سهم جمعیت شاغل ۱۵ ساله و بیشتر در اشتغال بخش خدمات کشور

مأخذ: مرکز آمار ایران

Tabel 1. The working population of 15 years and older in the "employment" of the country's service sector

Source: Statistical Centre of Iran

سال	اشتغال بخش خدمات در ایران
۱۳۹۰	۴۸٫۲
۱۳۹۱	۴۷٫۳
۱۳۹۲	۴۷٫۵
۱۳۹۳	۴۸٫۴
۱۳۹۴	۴۹٫۵
۱۳۹۵	۵۰٫۲
۱۳۹۶	۵۰٫۵
۱۳۹۷	۵۰٫۳
۱۳۹۸	۵۰٫۳

۱۳۹۹	۴۹٫۳

مشاغل خدماتی را می‌توان به فعالیت در حیطه‌ی عمده‌فروشی، خرده‌فروشی، انبارداری و حمل و نقل، هتل‌داری، واسطه‌گری‌های مالی، مستغلات و اجاره، فعالیت‌های مرتبط با آموزش و پرورش، بهداشت و غیره دسته‌بندی کرد. از آنجایی که بخش خدمات، فعالیت‌های مربوط به فناوری‌های ارتباطاتی و اطلاعاتی را پوشش می‌دهد و باعث تسهیل روند ارائه خدمات شده است بنابراین هزینه‌های عرضه خدمات کاهش پیدا کرده است.

۵- مبانی تصریح مدل

با توجه به اینکه فاوا و تجارت الکترونیك و اشتغال، امروزه نقش چشم‌گیري در تولید و مصرف کالاها داشته‌اند و همچنین دانش استفاده از تکنولوژي جزء فاکتورهاي مهم تولید محسوب مي‌شود بنابراین هر کدام از گزینه هاي فاوا، اشتغال، سرمایه و تولید مي‌توانند به عنوان گزینه هاي با ارزشي براي بررسي و مطالعه مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرند. با گسترش فاوا در جامعه، متغیرهای خرد و کلان اقتصادی تحت تاثیر قرار می‌گیرند. استفاده از فاوا جهت ارتقاء فرآیند تولید، در سمت عرضه با رشد مهارت‌های مرتبط با آن ودر سمت تقاضا با افزایش تقاضا برای محصولات و خدمات جدید، را می‌توان مورد بررسی و تحلیل قرار داد.تابع تقاضای نیروی کار به دو روش حداقل سازی هزینه و حداکثرسازی سود استخراج می‌شود.در پژوهش حاضر طبق مطالعات انجام گرفته پیشین، جهت دستیابي به تابع تقاضاي نیروي کار از تابع تولید با کشش جانشیني ثابت استفاده شده است. شکل کلي تابع تولید با فرض اینکه تجارت الکترونیك تاثیر مثبتي بر اشتغال دارد براساس مطالعه عمادزاده و همکاران، در معادله (۱)، نشان داده شده است. در این تابع تولید، فناوری اطلاعات و ارتباطات، نیروی کار و سرمایه، جزو نهاده‌های تولید محسوب می‌شوند.

$$Y=y\ (L,\ K,\ ICT) \qquad (۱)$$

که در آن y تولید، L نیروي کار که تابع دستمزد، قیمت محصول، قیمت سرمایه، تکنیک تولید و سطح تولید است. K سرمایه و ICT متغیرهاي مورد استفاده در فاوا است. در صورت حداقل‌سازي هزینه‌هاي تولید، تابع هزینه به شکل معادله (۲) را داریم:

$$C=C\ (w,\ r,\ y,\ ICT) \qquad (۲)$$

در تابع مورد نظر w، نرخ دستمزد نیروي کار و r، نرخ بهره سرمایه است که با مشتق‌گیري از تابع هزینه نسبت به متغیرهاي w , r در نهایت مي‌توان به تابع تقاضاي نیروي کار که در معادله (۳) نشان داده شده، دست یافت.

$$L=L\ (w,\ r,\ y,\ ICT) \qquad (۳)$$

همچنین با فرض شرایط رقابت کامل و بازده نسبت به مقیاس ثابت در تولید، مي‌توان از نسبت K به L به جاي قیمت عوامل تولید نیروي کار و سرمایه (w, r) استفاده کرد. فرم کلي تابع تقاضاي نیروي کار را مي‌توان به صورت معادله (۴) نشان داد:

$$L=L\ (K/L,\ Y,\ ICT) \qquad (۴)$$

سرمایه سرانه بر تقاضای اشتغال به طور کامل اثرگذار است. اثر فاوا بر تقاضای نیروی کار به طور مستقیم و غیر مستقیم است.در نهایت بر اساس متغیرهای شاخص تجارت الکترونیک و متغیر وابسته اشتغال بخش خدمات، مدلی که می‌توان ارائه داد، اجزاء آن به شکل الگوی شماره (۵) تعریف می‌شود که چون طرفین مدل به شکل لگاریتمی است بنابراین ضرایب، کشش اشتغال را نسبت به هر یک از متغیرها نشان می‌دهند.

$$log(L)_{it} = \alpha + \beta_1 log\ (k/l)_{it} + \beta_2 log(GDP)_{it} + \beta_3 log(mobb)_{it} + \beta_4 log(skill)_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۵)$$

۶- داده‌های پژوهش و تخمین مدل

جهت بررسی شاخص‌های عمده بازار کار در ایران، به شکل استانی برای ۴ سال متوالی (۱۳۹۸-۱۳۹۵)، از آمار استانی مربوط به اشتغال در بخش خدمات، برای افراد ۱۵ سال به بالا، از سایت مرکز آمار ایران جمع آوری شده است.

تولید ناخالص داخلی، واحد اندازه‌گیری کلان در هر کشوری به شمار می‌رود که برابر با ارزش پولی کالاها و خدمات تولید شده توسط ساکنین یک کشور یا یک منطقه، در یک

زمان مشخص است. داده‌های این بخش از سایت مرکز آمار، قسمت حساب‌های منطقه‌ای، جمع‌آوری شده است. برای به دست آوردن مقادیر واقعی آن بر شاخص قیمت مصرف کننده، که از سایت مرکز آمار استخراج شده، تقسیم شده است.

متغیر ضریب نفوذ اینترنت پهن باند موبایل از سایت تنظیم مقررات و ارتباطات رادیویی، بخش آمار و اطلاعات فاوا گردآوری شده است شاخص مورد نظر درصدی از جمعیت یک کشور را نشان می‌دهد که از اینترنت تلفن همراه استفاده می‌کنند همچنین شاخص مهارت فاوا، میزان توانايي و سواد اطلاعاتي استفاده از ابزارهاي فاوا را اندازه‌گيري و تحليل مي‌كند كه آمار مربوط به آن از سايت وزارت ارتباطات، بخش پايش جامعه اطلاعاتي به دست آمده است.

آمار مربوط به موجودي سرمايه از مركز آمار ايران استخراج شده است و مربوط به گزارشات داخلی مرکز است که ممکن است انتشار عمومی نیافته باشد(دفتر حساب‌های اقتصادی، مرکز آمار ایران). همچنين سرمايه سرانه از نسبت موجودي سرمايه به قيمت جاري بر متغير اشتغال بخش خدمات به دست آمده است علاوه بر آن به دليل عدم دسترسي به متغير موجودي سرمايه در سال ۹۸ ، ارقام مربوط به اين سال به روش رگرسيون خطي برآورد شده است.

در اقتصاد سنجی برآورد ضرایب مدل بر فرض مانا بودن متغیرهای مدل استوار است (Haerizadeh, 2018). قدرت توضیح آزمون‌های ریشه واحد برای ده سال بسیار پایین و بی اعتبار است(Jahangard, & Alinaghi. 2018). چون داده‌های این پژوهش مربوط به بازه زمانی ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۸ است بنابراین نیازی به این آزمون در این پژوهش نیست.

سپس برای آزمون داده‌ها به روش F لیمر، ابتدا از روش اثرات ثابت در نرم‌افزار ایویوز، به برآورد مدل پرداخته شده است تا پولد یا پنل بودن مدل مشخص شود. به طور کلی در صورتی که آماره‌ی آزمون کمتر از (۰/۰۵) باشد مبنی بر پنل بودن مدل می‌باشد و در مرحله بعد باید سراغ آزمون هاسمن برویم.

روش داده‌ها تلفيقي است: H0

روش داده‌ها تابلويي است: H1

که با توجه به سطح معناداری نتایج خروجی آزمون طبق جدول شماره ۲، با احتمال خطای زیر (۰/۰۵) مبنی بر رد فرض H0 و تایید روش داده‌های تابلویی مربوط به الگو است. نتیجه

جدول ۲ حاکی از آن است که مقدار احتمال مجذور کای کمتر از ۵ درصد سطح معناداری است و ما فرضیه جایگزین را می پذیریم. بنابراین، مدل اثر تصادفی مناسب‌تر از مدل رگرسیون تلفیقی است.

جدول ۲. نتیجه آزمون چاو(F لیمر)
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 2. results of Chow test (F-Limer Test)
Source: Research results

آزمون اثرات	آماره	درجه آزادی	احتمال
Cross-section F	۱۰۷٫۹	۳۰٫۸۹	۰٫۰۰۰۰

در مرحله بعدی برای انتخاب مدل مناسب از میان روش تلفیقی و روش اثرات تصادفی و اطمینان از نتیجه آزمون بالا، از آزمون LM بروش-پاگان نیز بهره گرفته شد. فرضیه صفر این آزمون بیان می‌دارد که مدل رگرسیون تلفیقی در برابر فرضیه استفاده از روش اثرات تصادفی مناسب است. با توجه به احتمال ۰٫۰۰۰ برای این آزمون می‌توان نتیجه گرفت استفاده از داده‌های تلفیقی مناسب نیست. اما هنوز برای انتخاب میان روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی می‌باید به انجام آزمون‌ها ادامه داد.

جدول ۳. نتیجه آزمون بروش-پاگان
مأخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 3. results of Breusch-Pagan test
Source: Research results

آزمون اثرات	آماره	احتمال
Breusch-Pagan	133.7879	۰٫۰۰۰۰

در مرحله بعد طبق **جدول ٤** با استفاده از آزمون هاسمن، فرض اثرات ثابت و تصادفی معلوم می‌شود. بنابراین بر اساس **جدول ۳** آنچه که از خروجی آزمون مشاهده می‌شود (۰٫۰۲) است که در مدل مربوطه فرض H0 تایید و پنل با اثرات ثابت در نظر گرفته می‌شود.

روش اثرات تصادفي است: H0

روش اثرات ثابت است: H1

جدول ٤. نتایج آزمون هاسمن

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 4. results of hausman test

Source: Research results

احتمال	آماره کای ۲	نتیجه آزمون
۰٫۰۲۸۲	۱۰٫۸۵	پنل با اثرات ثابت

نتایج حاصل از تخمین مدل با استفاده از روش اثرات ثابت در **جدول ۵** آورده شده است:

جدول ۵. نتایج آزمون تاثیر متغیرها بر متغیر اشتغال بخش خدمات

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Tabel 5. The results of the test of the effect of variables on the employment variable of the service sector

Source: Research results

شاخص	عنوان	متغیر	ضریب	احتمال
نسبت موجودي سرمایه به اشتغال	سرمایه سرانه	k/l	- ۰٫۰۵۳	۰٫۰۰۰۰
تولید ناخالص داخلی	تولید ناخالص داخلي واقعي	GDP	۰٫۱۰	۰٫۰۰۱۲
نفوذ کاربران اینترنت همراه	نرخ نفوذ اینترنت پهن باند تلفن همراه	Mob b	۰٫۰۳	۰٫۰۱۸۹
زیرشاخص مهارت فاوا	شاخص مهارت	Skill	- ۰٫۲۰	۰٫۰۱۲۰
دوربین واتسون: ۲٫۰۸		ضریب تعیین: ۰٫۹۸		

پیش از بررسی نتایج لازم است ذکر شود آزمون‌های خوبی برازش مدل دلالت بر قابلیت اتکا به نتایج مدل دارد. برای مثال ضریب تعیین تعدیل یافته مدل ۰٫۹۹ درصد است و آزمون واریانس ناهمسانی بروش-پاگان با توجه به میزان آماره F که ۱٫۹۵ است و Prob با میزان ۰٫۳۷ درصدی متناظر آن، نشان از آن دارد که مشکل واریانس ناهمسانی وجود ندارد. نتایج آزمون در الگوی مورد بررسی، گویای اثرگذاری متغیرهای فاوا بر اشتغال بخش خدمات هستند. از طرفی ضریب تعیین برآورد شده، خروجی ۹۸ درصد را نشان می‌دهد. بنابراین متغیرهای مستقل به خوبی توانسته‌اند تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. همچنین آماره دوربین واتسون (۲٫۰۸) عدم وجود خود همبستگی بین باقی‌مانده‌ها را نشان می‌دهد. به طور کلی نتایج حاکی از آن است که با افزایش یک درصدی استفاده از اینترنت پهن‌باند موبایل، اشتغال در بخش خدمات، ۳ صدم درصد افزایش می‌یابد. بنابراین با توجه به اینکه آمار اشتغال، مربوط به افراد در سن کار می‌باشد در نتیجه سهم کارکنان بخش خدمات افزایش یافته است.

شاخص مهارت فاوا بیان‌گر سطح تحصیلات در سه گروه مجزا از مقاطع تحصیلی است که شدت شاخص توسعه‌ی فاوا را در جهت حرکت به سمت جامعه اطلاعاتی نشان می‌دهد. این شاخص دقیقا با فاوا در ارتباط نیست و وابستگی کمتری به آن دارد. در حقیقت این شاخص، سطح ظرفیت و توانایی افراد مناطق مختلف را در استفاده از خدمات فاوا اندازه‌گیری می‌کند. نتایج برآورد نشان‌دهنده‌ی تاثیر منفی اما معنادار آن بر اشتغال بخش خدمات است. که با افزایش یک درصدي شاخص مهارت، اشتغال در بخش خدمات ۲ دهم درصد کاهش می‌یابد. در واقع داشتن سواد دیجیتالی برای کاربرد فاوا در مشاغل، جزء ضروری توسعه کسب و کارها است. بنابراین این بخش نیازمند نه فقط نیروی تحصیل‌کرده بلکه نیازمند نیروی کاری است که ظرفیت و توانایی استفاده از تکنولوژی‌های نوین را دارا باشد. که بر اساس مقاله محمودزاده و اسدی (۱۳۸٤)، این بخش اقتصادی نیازمند نیروی کار ماهر و آموزش دیده است بنابراین اشتغال در بخش خدمات کاهش می‌یابد و فرضیه پژوهش رد می‌شود. همچنین طبق ادبیات نظری بر اساس گزارش بانک جهانی، بازارهای فناورزی اطلاعات با کمبود نیروی کار ماهر مواجه است را تایید می‌کند.

از طرفي متغير سرمايه سرانه (k/l) تاثير منفي و معناداري بر اشتغال را نشان مي‌دهد كه در واقع با افزايش يک درصدی در متغير سرمايه سرانه، به واسطه قرارگرفتن سرمايه به جاي

نیروي كار در فرايند توليد، از اشتغال در اين بخش ۵ صدم درصد كاسته می‌شود. نتيجه اين برآورد مطالعه عمادزاده و همكاران و همچنين مقاله صادقي و همكاران را تاييد مي‌كند. متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی با تاثیر مثبت یک دهم درصدی بر اشتغال بیان می‌کند که اگر تولید ۱ درصد افزایش یابد در صورتی که از ابزارهای فاوا، استفاده شود اشتغال یک دهم درصد افزایش می‌یابد. . یعنی با افزایش یا کاهش GDP، اشتغال در بخش خدمات افزایش یا کاهش خواهد یافت. به طور خلاصه هدف از دسترسی به امکانات و تجهیزات فاوا و استفاده از آن، سرعت بخشیدن و تسهیل فرایند کسب وکارها و کاهش هزینه‌های تولید است در نتیجه تولید و اشتغال افزایش می‌یابد.

بر اساس مطالعاتی که در مورد این پژوهش انجام شده است تاثیر منفی شاخص مهارت استفاده از فاوا بر اشتغال می‌تواند به دلایلی از قبیل عدم دسترسی بعضی از مناطق و استان‌ها به سطح آموزشي متناسب با نیاز کاربران باشد یا اینکه به علت بالا بودن هزینه استفاده از فاوا در بسیاری از مناطق، امکان استفاده از آن ممکن نباشد. بنابراین شاخص درآمد و قدرت خرید می‌تواند عامل مهمی برای استفاده از فاوا محسوب شود. نکته مهم‌تر این‌که میزان پذیرش این تکنولوژی‌ها و فرهنگ استفاده از آن در مناطق مختلف، متفاوت است.به طور کلی این شاخص‌ها به تنهایی قدرت تاثیرگذاری بر متغیرهای کلان اقتصادی را دارا نیستند در واقع جهت تاثیرگذاری موثر، نیازمند ترکیبی از دیگر شاخص‌ها مانند شاخص سبد هزینه فاوا، شاخص امنیت سایبری و غیره می‌باشد که امکان جمع آوری آن‌ها در سطح استانی کار دشواری است.

۷- نتیجه گیری

فراهم آوردن امکانات لازم برای دسترسی و استفاده از فاوا از واجبات دولت‌ها برای کاهش شکاف دیجیتالی در مناطق مختلف است. فناوری اینترنت پهن باند از ابزارهای مهم تجارت الکترونیک به شمار می‌رود که می‌تواند سهم با ارزشی در توسعه متغیرهای کلان اقتصادی از جمله اشتغال داشته باشد. اگر چه برای استفاده از این فناوری نیاز به داشتن مهارت لازم برای کاربرد صحیح و اقتصادی آن است. در پژوهش حاضر تاثیر این تکنولوژی‌ها بر اشتغال در استان‌ها در یک دوره‌ی زمانی ۴ ساله، به روش داده‌های تابلویی برآورد شد. از بین زیرشاخص‌های مورد بررسی تنها متغیر ضریب نفوذ اینترنت پهن باند موبایل، فرضیه

پژوهش را تایید و شاخص مهارت فاوا آن را رد می‌کند اما رابطه معناداری با آن دارد. با افزایش یک درصدي نرخ نفوذ اینترنت پهن باند همراه، اشتغال در بخش خدمات ۰٫۰۳ درصد افزایش یافته است. به بیان دیگر قسمتی از استفاده در بخش اینترنت همراه، به دلیل آسانی کاربرد آن در هر زمان و مکانی، جایگزین نسل قبلی خود یعنی اینترنت تلفن ثابت شده و از طرفی هزینه‌ی ایجاد فروشگاه‌های مجازی بسیار کمتر از مکان فیزیکی آن است و با توجه به آمار جمعیت در سن کار، به اشتغال بخش خدمات افزوده شده است. همچنین در ارتباط با شاخص مهارت که بیان‌گر آمار سطح تحصیلات در جامعه است و اصطلاحا سطح آگاهی و توانایی افراد را در استفاده از فاوا نشان می‌دهد با رشد یک درصد، باعث کاهش دو دهم درصدی بر اشتغال شده است. نتیجه این تخمین گویای واضح این نکته مهم است که استفاده از فاوا بر پایه دانش و اطلاعات بنا شده و تخصص و مهارت لازم را می‌طلبد. داشتن مهارت لازم باعث افزایش بازده کاری خواهد شد همچنین داشتن تخصص در زمینه فاوا، خوداشتغالی را افزایش می‌دهد. متغیر سرمایه سرانه در صورت افزایش يك درصدي، با جايگزيني به جاي نيروي كار در پروسه توليد خدمات، ۵ دهم درصد از میزان اشتغال کاسته است. و در نهایت شاخص تولید ناخالص واقعی تاثیر مثبت و معناداری بر اشتغال بخش خدمات دارد و با رشد یک درصدی تولید به همراه استفاده از ابزارهای فاوا، یک دهم درصد اشتغال را افزایش داده است. بنابراین با امکاناتی که فاوا پیش روی جوامع قرار داده، فرایند تولید و اشتغال را با اثربخشی مثبت همراه کرده است.

به نظر می‌رسد استفاده از فاوا می‌تواند تاثیرات بسیار مهمی بر ایجاد اشتغال در بخش خدمات داشته باشد. و از آنجایی‌که گستره استفاده از این تکنولوژی‌ها در حال افزایش است بنابراین دولت باید سطح زیرساختار مخابراتی و ارتباطی را در استان‌ها ارتقا دهد. همچنین لزوم توسعه بخش آموزش بر پایه فاوا و استقرار مدارس هوشمند در مناطق استانی برای دستیابی به نیروی انسانی ماهر، کیفیت اشتغال دربخش خدمات را ارتقا می‌دهد. به طور کلی فاوا به تنهایی قدرت تاثیر بر متغیرهای کلان اقتصادی را ندارد. در واقع شاخص‌های دیگری همچون زیرساختار اجتماعی، زیرساختار دسترسی به رایانه، زیرساختار ارتباطات و غیره می‌توانند مکمل باشند. از طرفی هدف از کاهش شکاف دیجیتالی تنها ایجاد زیرساختار فاوا و فراهم آوردن سطح دسترسی برای همه اقشار نیست بلکه کم هزینه و به صرفه بودن استفاده از آن نیز ملاکی برای دستیابی به جامعه اطلاعاتی است. به طور خلاصه هر

جامعه‌ای با توجه به ساختار اجتماعی، فرهنگی و اقتصادی خود به نحوی فناوری‌های نوین را به کار می‌برد و این قابل تعمیم به همه مناطق نیست.

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 the research, authorship, and publication of this article.

Reference

Americo, A., & Veronico, A. (2018). *The effect of e-commerce on employment in retail sector*. Mimeo: New York, NY, USA..

Alderete, M. V. (2015). Does digital proximity between countries impact entrepreneurship?. *info*.

Amiri, S., & Woodside, J. M. (2017). Emerging markets: the impact of ICT on the economy and society. *Digital Policy, Regulation and Governance*.

Chan, B., & Al-Hawamdeh, S. (2002). The development of e-commerce in Singapore: The impact of government initiatives. *Business process management journal*.

Emadzadeh, M., Shahnazi, R., MohammadZadeh, A., & Babaki, R. (2006). The Effect of information and communication technology on employment. *Journal of Economic Research (Tahghighat-e-Eghtesadi).* 41(4), 197-218. :Available at https://jte.ut.ac.ir/article_18220.html?lang=en [in Persian]

Estaji, A., Roayaei, M., & Mohammadi, A. (2017). The quantitative and qualitative analysis of broadband technology on the economy. *Journal of Science and Technology Policy letters.* 7(2), 55-73. Available at: http://stpl.ristip.sharif.ir/article_20263.html [in Persian]

Farhadi, M., Ismail, R., & Fooladi, M. (2012). Information and communication technology use and economic growth. *PloS one*, *7*(11), e48903.

Haerizadeh, A., Shahhosseini, S., Tavakolian, H., & Taee, H. (2018). The Effct of Information and Communication Technology (ICT) on Employment in Selected of Developing Countries. Thesis Submitted in Partial Fulfillment of the Requirements for the Degree of Master of Science (M.Sc) in Economics. Allameh Tabataba'i University Faculty of Economics**.** [in Persian]

ICT development statistics in the provinces, information society monitoring, Ministry of Communication and Information Technology. available at: https://mis.ito.gov.ir/ictindex/provinceindex/1007

Jahangard, A., & Alinaghi, N. (2018). The Causal Relationship between information and communication technology investment and labor productivity Growth. *Journal of New Economy and Commerce.* 13(1), 21-44. :Available athttps://www.sid.ir/paper/385990/fa [in Persian]

Kılıçaslan, Y., & Töngür, Ü. (2019). ICT and employment generation: evidence from Turkish manufacturing. *Applied Economics Letters*, *26*(13), 1053-1057.

Laudon, K.C, & Traver,C.G. (2016). E-Commerce. Business. Technology. Society. GLOBAL EDITION. TWELFTH EDITION.

Lobo, B. J., Alam, M. R., & Whitacre, B. E. (2020). Broadband speed and unemployment rates: Data and measurement issues. *Telecommunications Policy*, *44*(1), 101829.

Mahmoodi, M., & Mahmoodi, E. (2011). The Effect of ICT on Employment of Service Sector in Iran. *Quarterly Journal of Economic Research and policies. 19*(58), 213-236. :Available athttps://qjerp.ir/article-1-211-fa.html [in Persian]

MahmoudZadeh, M., & Asadi, F. (2005). Information and communication technology infrastructures and employment in Iran's service sector. *Journal of New Economy and Commerce.* 3(1), 118-95. :Available at

https://www.noormags.ir/view/fa/articlepage/5363/116/text [in Persian]

Mahmoodzadeh, M., Ghavidel, S., & Chavoshi, S.F. (2018). The Effects of E-Commerce on Employment and Productivity in Iran. *Journal of Economics Research*, *18*(68), 153-185. :Available at https://joer.atu.ac.ir/article_8690.html [in Persian]

Maleki, N. (2018). An analysis of the state of information and communication technology in Iran. Statistics (analytical-research bimonthly), 5(6), 31-34.

Miliotis, P., Poulymenakou, A., & Doukidis, G. (1998, September). The shift towards electronic commerce: Market transformation and employment impact. In *International Conference on Theory and Practice of Digital Libraries* (pp. 857-872). Springer, Berlin, Heidelberg.

Nissen, M. E., & Gates, W. R. (2004). Experimental analysis of e-employment market designs. *Journal of Organizational Computing and Electronic Commerce*, *14*(3), 195-222.

Colecchia, A. (2001). Defining and measuring e-commerce: Issues for discussion. In *IAOS Satellite Meeting on Statistics for the Information Society*.

Provincial GDP statistics, regional accounts, Statistical Centre of Iran. available at: https://www.amar.org.ir/

Sadeghi, S.K., Saremi, M., & Garshasebi, S. (2013). Inter-Provincial Comparison of ICT Impact on Employment in Iran. *Journal of Science and Technology Policy. 5(3), 45-54.* :Available at https://jstp.nrisp.ac.ir/article_12880.html?lang=fa [in Persian]

Samimi, S., & Hojabr Kiani, K. (2014). Effect of Information and Communications Technology on Employment of Iran's Manufacturing Industries. *Quarterly Journal of Economic Research and policies*. 22(70), 55-74. :Available at http://qjerp.ir/article-1-610-fa.html [in Persian]

SepehrDoust, H., & Khodaee, H. (2009). The inpact of information and Communication Technology on Employment in Selected OIC Members. *Journal of New Economy and Commerce. 5(19-20), 17-35.* :Available at https://www.sid.ir/paper/118648/fa [in Persian]

Shaukti, A. (2013). Profit on e-commerce indicators and available statistics in this field. Statistics (analytical-research bimonthly), 1(2), 20-24.

Singh, S. (2008). Impact of Internet and E-commerce on the Labour Market. *Indian Journal of Industrial Relations, 43*(4), 633-644.

Statistics and information of the ICT Department, Radio Communications Regulatory Organization. Available at: https://opendata.cra.ir/ [in Persian]

Terzi, N. (2016). The impact of e-commerce on international trade and employment. In *Encyclopedia of E-Commerce Development, Implementation, and Management* (pp. 2271-2287). IGI Global.

The results of the labor force survey project, Statistical Centre of Iran, Available at: https://www.amar.org.ir/ [in Persian]

The performance report of the second year of the Ministry of Communications and Information Technology In the twelfth government - summer 1398. (2019). Available at: https://www.ict.gov.ir/report98.pdf [in Persian]

Qiwang, Z., & Xiaorui, W. (2020). Factors Influencing Employment Rate and Mobility of Science and Engineering and Economics and Management Graduates in Northeast China: An Examination. *SAGE Open*, *10*(2), 2158244020931935.

UNCTAD, Information Economy Report, Digitalization, Trade & Development. (2017).

United Nations Conference on Trade and Development. (2017). *Information economy report 2017: digitalization, trade and development*. UN.https://www.itu.int/en/ITU-D/Statistics/Pages/bigdata/default.aspx

Zahedi, F., Shahhosseini, S., & Tavakolian, H., & Mohammadi, T. (2017). The Impact of Information and Communication Technology on demand for labour in the selected developing countries. Thesis Submitted in Partial Fulfillment of the Requirements for the Degree of Master of Science (M.Sc.) Economics and E-commerce In Economics. Allameh Tabataba'i University Faculty of Economics. [in Persian]

Zhao, J. (2020). Internet usage and rural self-employment in China. *Asian Perspective*, *44*(1), 77-101.

Wieman, C. (1998). The high-tech transition: Technology and the prospects for improving infrastructure performance. *Journal of Urban Technology*, *5*(2), 21-46.

World Trade Organization (WTO). (2020). E-commerce, trade and the COVID-19 pandemic. *WTO Working Papers, No. 2020/05, WTO, Geneva*.

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) بهار ۱۴۰۴ ۲۲(۱) ۱۷۸-۱۵۲



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

بررسی عوامل ساختاری و محیطی بر پویایی‌های بازار درصنایع مواد غذایی و آشامیدنی ایران

افسر عازم*، غلامرضا گرای نژاد**، علیرضا دقیقی اصلی***، علی اکبر خسروی نژاد****

دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

***استادیار گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران(نویسنده مسئول)*

****استادیار گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران*

*****استادیار گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران*

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت:۲۳اسفند ۱۴۰۰
تاریخ بازنگری:۸ مرداد ۱۴۰۱
تاریخ پذیرش: ۱۶ شهریور ۱۴۰۱

طبقه‌بندیJEL: M13, L11, L26, C23

واژگان کلیدی:
تلاطم صنایع، صرفه‌های مقیاس، نرخ ورود، نرخ خروج، ساختار بازار

ارتباط با نویسنده مسئول:
ایمیل: *ariaazem@gmail.com*
0000-0003-4942-9329

آدرس پستی:
تهران، بزرگراه امام علی، شمال-بلوار ارتش شرقی محله سوهانک، دانشکده حسابداری و اقتصاد، گروه اقتصاد، کد پستی: ۱۹۵۵۸۴۷۸۸۱

اطلاعات تکمیلی:
این مقاله برگرفته از رساله دکتری خانم افسر عازم در رشته اقتصاد به راهنمایی دکتر غلامرضا گرای نژاد است که در دانشگاه آزاد واحد تهران مرکزی دفاع شده است.

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

تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.

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

چکیده

هدف محوری مطالعه حاضر، بررسی پویایی‌های ورود و خروج بنگاه‌ها به بازار صنایع مواد غذایی و آشامیدنی در ایران است. برای دستیابی به این هدف، از کد چهار رقمی (ISIC) داده‌های ۱۵ صنعت فعال گروه مواد غذایی و آشامیدنی، در دوره زمانی ۱۳۹۸ - ۱۳۸۸ استفاده شده است. در کنار متغیرهای ساختار بازار؛ صرفه‌های مقیاس، نرخ ورود بنگاه به صنعت، نرخ خروج بنگاه از صنعت، نسبت تمرکز ٤ بنگاه بزرگ،... و متغیرهای محیطی؛ تولید ناخالص داخلی و تحریم، تاثیر متغیرهای نرخ ارز حقیقی، نااطمینانی نرخ ارز، تورم و نااطمینانی تورم به عنوان متغیرهای کنترلی در مدل بررسی شده‌اند. روش اندازه‌گیری متغیرهای نااطمینانی در مدل، رویکرد ناهمسانی‌واریانس شرطی اتو رگرسیو تعمیم یافته (GARCH) می‌باشد. مدل نهایی نیز به صورت اثرات ثابت و به روش حداقل مربعات تعمیم یافته (FGLS) برآورد شده است. نتایج بدست آمده حاکی از تاثیر معنی‌دار عوامل ساختاری و محیطی و مطابق با مبانی نظری و مطالعات تجربی داخلی و خارجی بر پویایی‌های ورود و خروج بنگاه‌ها به بازار صنعت مواد غذایی و آشامیدنی در طی دوره مورد بررسی است .در مجموع نتایج نشان دهنده آن است که متغیر تحریم دارای بیشترین تاثیر منفی و صرفه‌های مقیاس دارای کمترین تاثیر منفی بر پویایی‌های ورود و خروج بنگاه‌ها به صنعت مواد غذایی و آشامیدنی ایران است.

ارجاع به مقاله:
عازم، افسر.، گرای نژاد، غلامرضا.، دقیقی اصلی، علیرضا و خسروی نژاد ، علی اکبر. (۱۴۰۴). ارزیابی اثر نوسانات نرخ ارز بر تورم پایه با استفاده از الگوی تصادفی ماندل فلیمینگ و تشخیص رابطه ی متقابل بین نوسانات نرخ ارز و انحرافات تورم در ایران. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۲۲ (۱)، ۱۷۸-۱۵۲.
10.22055/jqe.2022.40257.2480

© 2025 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

صنایع مواد غذایی و آشامیدنی از مهم‌ترین زیر بخش‌های صنعت کشور است که بر اساس اطلاعات و آمار پایگاه اطلاع رسانی وزارت صنعت، معدن و تجارت در سال ۱۳۹۸ از ۱۳۱٦٤٥۳ نفر شاغلان بخش صنعت۲٤/۰٤ درصد اشتغال و از تعداد ۱۹۹٤۰۰ کارگاه صنعتی با اشتغال کمتر از ۵ نفر کارکن و بیش از ۱۰ نفر شاغل ۱۷/۰۷ درصد از تعداد کارگاه‌های صنعتی را به خود اختصاص داده است. سهم ارزش سرمایه‌گذاری این بخش از

سرمایه‌گذاری کل صنعت ۹۳۱ میلیون تومان معادل ۱۳/۸ درصد از ارزش سرمایه‌گذاری بخش صنعت در کشور می‌باشد آمار و اطلاعات مذکور موید نقش و جایگاه صنایع مواد غذایی و آشامیدنی در بخش صنعت و اقتصاد ملی است، لیکن در طی سال‌های اخیر بخش صنایع مواد غذایی و آشامیدنی دستخوش نوسانات قابل توجهی در نرخ‌های رشد و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (توسعه و ایجاد بنگاه‌های تولیدی) بوده و این امردر صورتی است که موضوع امنیت غذایی یکی از مسایل مهم و استراتژیک بالاخص در دوران تحریم‌های اقتصادی کشور است کارایی پایین و قدرت رقابتی اندک تولیدات صنعتی نیز، علی‌رغم سهم و جایگاه بخش صنعت و زیر بخش‌های آن به عنوان محور رشد و توسعه اقتصادی است.

بر اساس مبانی نظری ورود بنگاه‌های جدید به بازار و تبدیل ایده‌های جدید به محصولات قابل عرضه در بازار، هسته اصلی رشد اقتصادی و بهره‌وری از کانال تخصیص مجدد منابع از سوی بنگاه‌های در حال افول و ورود بنگاه‌های در حال رشد به بازار است(Benedetti,Sanchez&Christensen,2017). همچنین تعیین سیاست‌های کارآفرینی به منظور تقویت رشد اقتصادی تلاشی جهت افزایش سرمایه کارآفرینی یا توان بالقوه یک اقتصاد برای ایجاد و گسترش بنگاه‌های جدید می‌باشد (Audretsch,2007).

کمپ و لوتز (۲۰۰٦)، نیز دریافتند که سازوکارهایی وجود دارد که مانع ورود بنگاه‌های جدید به بازار شده و از حصول دستاوردهای کارایی و پویایی‌های بازار ممانعت می‌نمایند(Alexandra, Barbosa ,2020) در این راستا زیگفرید و ایوانز (۱۹۹٤)، نشان دادند که عوامل گوناگونی منجر به خروج بنگاه‌ها از بازار می‌گردد(Evans, Siegfried,1994). ترک بازار به علت انتظار کاهش دائمی تقاضا یا کند شدن رشد تقاضا، عدم سودآوری و اثر جابجایی (جایگزینی بنگاه‌های جدید) توسط کارآفرینان جدید با کارآمدی بالاتر؛ از این رو بنگاه‌ها در واکنش به تغییرات شرایط بازار با ورود و خروج خود به تغییرات بازار واکنش نشان می‌دهند. خروج بنگاه‌ها در صنعت رو به افول نیز بیش از صنعت در حال رشد رخ داده و رفتارهای ضد رقابتی مانند قیمت‌گذاری تهاجمی نیز بنگاه‌ها را مجبور به خروج از بازار خواهد ساخت (OECD،۲۰۱۹).

به همین علت در این پژوهش با عنایت به نقش و جایگاه صنایع مواد غذایی و آشامیدنی در اقتصاد ملی (ارزش افزوده، حجم سرمایه‌گذاری و اشتغال) حفظ و ایجاد زنجیره ارزش تولیدات صنعتی، حفظ امنیت غذایی و تعیین اثرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی بر صنعت غذایی و آشامیدنی، پویایی‌های ورود و خروج بنگاه‌ها به بازار بر اساس کد چهار رقمی ISIC داده‌های ۱۵ صنعت فعال صنایع مواد غذایی و آشامیدنی در دوره زمانی ۱۳۹۸ – ۱۳۸۸ با استفاده از متغیرهای ساختار بازار و عوامل موثر محیطی مورد بررسی قرار گرفته است تا از زاویه‌ای دیگر عوامل موثر بر ورود و خروج به صنعت مواد غذایی و آشامیدنی مورد بررسی قرارگیرد. برای دستیابی به این هدف، مقاله در پنج بخش تدوین شده است. پس از مقدمه و در بخش دوم ابتدا مبانی نظری و سپس پیشینه تحقیق معرفی خواهد شد. در بخش سوم روش پژوهش، بیان مدل و معرفی متغیرها و داده‌ها ارائه خواهد شد. و در بخش چهارم نیز تفسیر نتایج و یافته‌های مدل مورد بررسی قرار گرفته در بخش پنجم نیز جمع بندی و نتیجه‌گیری ارایه شده است.

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

۲-۱- مبانی نظری

میسن[1] (۱۹۳۹) و شاگردان او جزء اولین اقتصاددانانی بودند که مکتب ساختارگرایی[2] را بنیان نهادند. میسن از میان عناصر سه گانه بازار بر اهمیت ساختار تاکید داشت. بن[3] (۱۹۵۹)، نیز پس از وی با معرفی مفهوم موانع ورود به بازار و تاثیر آن بر رفتار و عملکرد اقتصادی بنگاه‌ها بر اهمیت ساختار بازار صحه گذاشت. استیگلر[4] (۱۹٦۸)، بر اساس مکتب شیکاگو- یو.سی.ال.ای جهت علیت را از سمت عنصر عملکرد به ساختار ارزیابی و مفهوم مانع ورود [5] را با تمرکز بر هزینه‌های اضافی که بنگاه‌های تازه وارد نسبت به بنگاه‌های

[1] Mason
[2] Stecturalist
[3] Bane
[4] Stigler
[5] Barrier to Entry

موجود باید پرداخت نمایند تبیین نمود. دنیز کالتون و جفری بیرلف[6] (۱۹۹٤)، نیز هر چیزی را که مانع از کارآفرینی و ورود یک بنگاه جدید به بازار باشد را مانع ورود نامیدند.

علت و منشاء موانع ورود به بازار به دو گروه قابل تفکیک است:علل طبیعی یا غیر ارادی و علل مصنوعی یا ارادی:علل طبیعی آن دسته از عوامل هستند که به طور طبیعی و مستقل از رفتار بنگاه‌های قدیمی عمل می‌نمایند. نیاز به تجهیزات سرمایه‌ای هنگفت؛ در ارتباط با ایجاد بنگاه، صرفه‌های ناشی از مقیاس، صرفه‌های فنی و پولی، تفاوت کالا و... از جمله عوامل طبیعی و اقدامات تلافی‌جویانه و بازدارنده از طریق استفاده از قیمت و سایر امکانات در دسترس، ظرفیت مازاد به منظور تهدید بنگاه‌های بالقوه، اقدام برای کسب تسلط بر منابع استراتژیک و اساسی، هزینه‌های ارتقای فروش، عرضه کالا به بازار با دسته‌بندی و طرح‌های مختلف و...از جمله عوامل مصنوعی، ارادی و راهبردی موانع ورود به شمار می‌آیند (Khodadad. Kashi,2011:236-240). مطالعات شاپیرو و کمانی (۱۹۸۷)، نیز موید وجود تقارن معنی‌داری میان نرخ خروج و ورود بنگاه‌ها به بازار است(Shapiro, ۱۹۸۷:۲۵ khemani).

گاروال و گورت (۱۹۹٦)، نیز نشان دادند که مراحل تکاملی از چرخه عمر محصول نقش کلیدی در تعیین نرخ ورود و خروج بنگاه‌ها از بازار داشته و نرخ ورود تحت تاثیر تغییرات مربوط به نرخ پیشرفت فنی است (Gort , Agarwal۱۹۹٦).

فوتوپولوس و اسپنس (۱۹۹۸)،نیز نشان دادند که ورود و خروج بنگاه‌ها به بازار با هم؛ هم‌زمانی داشته به گونه‌ای که ورود بنگاه‌های جدید منجر به خروج بنگاه‌های قدیمی خواهد شد. همچنین خروج بنگاه‌ها از بازار فضای بیشتری را برای ورود بنگاه‌های جدید به بازار ایجاد خواهد ساخت. (Fotopoulos, Spence,1998).بسلی و همیلتون (۱۹۸٤) نیز تاکید داشتند که در مسیر تکامل چرخه عمر محصول بسیاری از بنگاه‌ها به واسطه آزمون و خطا وارد بازار می‌شوند(Hamilton, Beesely,1984).

نتیجه در مطالعه کابرا (۱۹۹۷) و ویارلی (۲۰۰٤)، تحت عنوان اشتباهات ورود به علت برآورد بیش این از حد از نرخ رشد صنعت و کارایی بنگاه در بازار ذکر شده است.

---

[6] Dennis Carlton & Jeffery Perl off

آدرتش (۱۹۹۵) نیز این پدید را درب چرخان[۷] نامید (Baptista & Karaoz،۲۰۱۱).پیشینه نظری گسترده‌ای در رابطه با پویایی، پدیده تلاطم یا بهم ریختگی[۸] و شدت انتخاب بازار وجود دارد. تلاطم (نرخ ورود بعلاوه نرخ خروج) را می‌توان رویکردی جهت تکامل صنعت از طریق انتخاب بازار توسط بنگاه‌های موفق در بازار به دو روش زیر تبیین نمود:

فرآیندی که بنگاه‌های تازه وارد به بازار با موفقیت رو به رو شده و متعاقبا بنگاه‌های ضعیف را وادار به خروج از بازار از طریق جابه‌جایی[۹] می‌سازند و بنگاه‌های جدید خلاءهای ایجاد شده ناشی از خروج بنگاه‌های خارج شده از بازار را پر می‌کنند را جایگزینی [۱۰] نام گذاری کردند.

جایگزینی نیز از دو کانال زیر انجام خواهد گرفت:

ورود بنگاه‌های جدید و ورود بنگاه‌های که به واسطه آزمون و خطا وارد بازار می‌شوند خروج بنگاه‌های که کارایی خود را از دست داده و فناوری آن‌ها منسوخ شده است (Baptista & Karaoz،۲۰۱۱:۲۵۰).

ماتا و همکاران (۱۹۹۵)، نیز در مطالعه خود نشان دادند که موفقیت بنگاه‌های تازه وارد به بازار وابسته به رشد و تعدیل اندازه صنعت تا دسترسی به حداقل مقیاس کارآمد است. (Mata,Portugal,Guimaraes،۱۹۹۵:479). این نتیجه سازگار با استدلال لوکاس (۱۹۸۷)، مبنی بر وجود ارتباط مقیاس بنگاه با کارایی نسبی بنگاه است (Lucas. ,۱۹۸۷)از سوی دیگر بانچ و اسمیلی (۱۹۹۲)، نیز نشان دادند که مقیاس بهینه تولید صنایع بزرگ، ورود به صنعت را برای بنگاه‌های جدید و تازه وارد به صنعت به علت مشکلات دستیابی به کارایی عملیاتی کاهش داده و این امر بر تلاطم صنعت اثر خواهد گذاشت(Bunch , Smiley,1992).

تمرکز نیز یکی از جنبه‌ها و ابعاد مهم ساختار بازار است که بسیاری از دانشمندان در کارهای تجربی خود از این متغیر برای شناسایی ساختار بازار استفاده می‌نمایند. تحلیل

---

[7] Revolving Door
[8] Churning
[9] Displacement
[10] Replacement

تمرکز بازار زمینه مناسب برای فهم بهتر ارتباط عناصر ساختاری و عملکردی بازار را فراهم می‌آورد. با بررسی بازارها با تکیه بر این دیدگاه بهتر می‌توان علل بروز رفتارهای رقابتی و یا غیر رقابتی را تشخیص داد. علت وجود قدرت بازاری نزد یک یا چند بنگاه برتر را در بسیاری موارد با مطالعه تمرکز بازار و نکات ظریف و پیچیده مرتبط با آن می‌توان دریافت. سطح تمرکز در بازار را می‌توان از شاخص‌های مانند نسبت تمرکز n بنگاه بزرگ، معکوس تعداد بنگاه‌های بازار، هانا - کی و شاخص آنتروپی محاسبه کرد. در این راستا همچنین اشمالنسی (۱۹۸۸)، در مطالعه خود نشان داد که بر اساس مبانی نظری، یک رابطه معکوس بین تمرکز و نرخ ورود و خروج بنگاه به بازار وجود دارد (Schmalensee,1988).

۲-۲- پیشینه تحقیق

آستوریاس و همکاران (۲۰۲۱)، در کار تحقیقی خود با استفاده از داده‌های کد چهار رقمی ISIC صنعت کشورهای کره جنوبی و شیلی در سه بازه زمانی ۱۹۹۸ – ۱۹۹۵، ۲۰۰٦ - ۲۰۰۱و ۲۰۱٤ - ۲۰۰۹ نشان دادند که بخش قابل توجهی از رشد بهره‌وری کل به دلیل ورود و خروج بنگاه‌ها در طول دوره‌های رشد سریع اقتصادی در مقایسه با دوره‌های رشد آهسته اقتصادی است (Asturias, Hur,Kehoe & Ruhl, 2021.)

ایکساندرا و باربوسا (۲۰۲۰)، بر اساس اطلاعات بدست آمده از پرسشنامه برداشت یکصد و شصت و هشت بنگاه از موانع ورود در کشور پرتغال را بررسی و دریافتند که موانع ساختاری و استراتژیک هر دو برای تصمیم‌گیری بنگاه‌ها مهم بوده و اثر بخشی موانع استراتژیک به ویژگی‌های ساختار بازار بستگی دارد(Alexandra , Barbosa , 2020).

ژاویت و وجوسا (۲۰۱۹)، در پژوهش خود با پرسش از ۱۰۷ مدیر اجرایی بنگاه‌های صنعتی در کشور جمهوری کوزوو به کمک الگوی اقتصاد سنجی دریافتند که استفاده از موانع ورود به بازار دارای تاثیر معنی‌داری بر سودآوری بنگاه‌های مستقر در بازار است (xhavit,Vjosa,2019).

پنگ (۲۰۱۹)، در مطالعه خود با استفاده از داده‌های بنگاه‌های اقتصادی و در چارچوب الگوی تعادل عمومی در بازه زمانی ۲۰۱۱۰ - ۱۹۹۰ نشان داد که اصلاحات ساختاری همراه با کاهش موانع ورود به بازار هم‌زمان با توسعه بخش مالی منجر به رشد کسب و

کارها و افزایش رقابت به واسطه ورود بنگاه‌های جدید به بازار در چین شده است (Peng,2019).

مک گوان و اندروز (۲۰۱٦)، به بررسی سیاست‌های خروج از بازار بنگاه‌های ورشکسته و رشد بهره وری و شناسایی راهکارهایی که از طریق آنها رشد بهره‌وری عوامل با تجدید ساختار و استفاده از منابع نایاب توسط بنگاه‌های کارآمد با اختصاص منابع از بنگاه‌های ناموفق در کشورهای OECD سرعت می‌گیرد پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشانگر آن است که به کمک نظام‌های ورشکستگی خروج بنگاه‌های ورشکسته از بازار سرعت گرفته و منابع اقتصادی آزاد شده برای تجهیز بنگاه‌های جدید مهیا خواهد شد (Mcgowan, ۲۰۱٦, Andrews).

روساد (۲۰۱۵)، در مقاله خود به بررسی موانع ورود در مقابل استراتژی رقابتی پرداختند و استدلال نمودند که مازاد سود در صنعت نتیجه رقابت نبوده بلکه به علت بهره‌مندی بنگاه‌های موجود از قدرت بازاری است و با افزایش رقابت سود اضافی از بین خواهد رفت (Rosad,2015).

مارسیو ریسیندی و همکاران (۲۰۱۵)، به کمک داده‌های کد چهار رقمی ISIC ۲۳۱ صنعت کشور برزیل در طی سال‌های ۲۰۰۵ - ۱۹۹٦ با استفاده از روش پانل پویا به بررسی ارتباط دینامیکی ورود و خروج بنگاه به صنعت پرداختند. شواهد حاکی از تاثیر رقابت مربوط به انتخاب فرآیند کارایی و خروج از صنعت است. همچنین نتایج ناهمگونی قابل توجهی را در بخش‌ها و در طول زمان نشان می‌دهد. از جمله آن که میانگین نرخ‌های ورود از ۲۳ درصد تا ۱۵/۹ درصد و میانگین نرخ خروج از ۱۹/۲ تا ۱۲/٦ درصد در حال نوسان و تغییر است(Resende,Eduardo,Zeidan,2015).

سونمز (۲۰۱۳)، در پژوهش خود نشان داد که تفاوت چشم‌گیری در احتمال بقاء بنگاه‌ها در بازار با توجه به اندازه آن‌ها جود دارد بنگاه‌های که اغلب صنعت را ترک می‌کنند. کوچک و جوان و بنگاه‌های قدیمی عموما بزرگ و با نرخ بقای بالاتری هستند. نتایج همچنین حاکی از آن است که در اوایل چرخه عمر محصول نرخ ورود بنگاه‌ها به بازار به بالاترین حد خود می‌رسد (Sönmez,۲۰۱۳).

اوزتورک و کیلیک (۲۰۱۲)، با استفاده از داده‌های کد چهار رقمی ISIC و مدل توبیت در دوره زمانی ۲۰۰۱ - ۱۹۹۵ نشان دادند که سیاست‌های کلان اقتصادی ترکیه نقش مهمی در تصمیم‌گیری برای ورود و خروج بنگاه‌ها به بازار دارد(Ozturk, Kilic,2012).

باپتیستا و کارائوز (۲۰۱۱)، با استفاده از داده‌های ۳۱۹ بنگاه صنعتی در دوره زمانی ۱۹۹۳ - ۱۹۸٦ در پرتغال با استفاده از رویکرد داده‌های تابلویی با اثرات ثابت، به روش حداقل مربعات تعمیم یافته[11] در مدلی تبیین شده بر اساس چارچوب مطالعات تجربی و مبانی نظری دریافتند که ارتباط معنی‌داری میان نرخ ورود و خروج به صنعت با متغیرهای ساختار بازار و متغیر سیکل‌های تجاری به عنوان متغیر کلان اقتصادی وجود دارد(Baptista & Karaoz,2011).

محسن پور عبادالهان کوپچ و همکاران (2020)، در بررسی خود با استفاده از شاخص‌های هرفیندال - هریشمن، نسبت تمرکز K بنگاه و هانا - کی بر اساس کل تسهیلات اعطایی و کل سپرده ۱۹ بانک ایرانی در دوره زمانی ۱۳۹٦ - ۱۳۸۷ به مطالعه ساختار بازار صنعت بانکداری در ایران پرداختند. نتایج نشانگر روند کاهشی انحصار و حرکت به سمت رقابت در این بازار است(Pourabadolhan, Fallahi & Ebrahimi, 2020).

براخاصی (2019)، در مطالعه خود بر اساس داده‌های بنگاه‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار به بررسی ارتباط میان موانع ورود به بازار، شدت تمرکز صنعت و تعداد بنگاه‌های فعال و اطلاعات نامتقارن در بنگاه‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار پرداخت. یافته‌های پژوهش حاکی از وجود ارتباط معنی‌دار میان قابلیت جانشینی کالاها، اندازه بازار و موانع ورود با اطلاعات نامتقارن است (Brakhasi, 2019).

کرانی و شهیکی تاش (2017)، در پژوهش خود به اندازه‌گیری شاخص نسبت مضار هزینه‌ای[12] (CDR) و خالص درجه ورود، در بخش صنعت ایران در بازه زمانی ۱۳۸۷ - ۱۳۷٤ با استفاده از داده‌های و اطلاعات کد دو رقمی (ISIC) [13] صنعت پرداخت. نتایج مطالعه

[11] Feasible Generalized Least Squares

[12] Cost disadvantages ratio

[13] International Standard Industrial Classification

حاکی از آن است که شدت تمرکز، شدت تبلیغات، هزینه‌های تحقیق و توسعه، نرخ بازده و صرفه‌های مقیاس اثر منفی بر خالص درجه ورود بنگاه‌ها و اثر مثبت بر شاخص نسبت مضار هزینه‌ای در بازارهای صنعتی ایران دارد (Karani, Shahikitash, 2017).

خدادادکاشی و همکاران (۲۰۱٦)، در مطالعه جامع خود با استفاده از داده‌های ۱۳۱ صنعت کد چهار رقمی ISIC در طی سال‌های ۱۳۸٦ - ۱۳۷۵ نشان دادند که درصد قابل توجهی از صنایع ایران از درجه تمرکز نسبی و موانع ورود بالایی برخوردارند. همچنین درصد قابل توجهی از صنایع از صرفه‌های مقیاس برخوردار نیستند.(Khodadad. Kashi, Nourani & Gorji,2016)

خدادادکاشی و همکاران (2015)، با استفاده از داده‌های کد چهار رقمی ISIC دوره ۱۳۹۰ – ۱۳۷۰ به کمک روش داده‌های پانل به بررسی رقابت و مقایسه تطبیقی قدرت بازاری در صنعت لاستیک و پلاستیک در ایران پرداختند. نتایج مطالعه حاکی از وجود ساختار رقابت ناقص در این صنعت می‌باشد (Khodadad.Kashi , Nourani & Ground, 2015).

شهیکی تاش و همکاران (2015)، در مقاله خود به بررسی ساختار بازار، درجه قدرت بازار و ضریب تبانی در صنایع مواد غذایی و آشامیدنی بر اساس روش سازمان صنعتی نوین و با رویکرد برسناهان و لئو به کمک داده‌های کد چهار رقمی ISIC طی سال‌های ۱۳۹۰ – ۱۳۷۰ پرداختند. نتایج مطالعه حاکی از وجود شرایط غیر رقابتی برای ۱۸ صنعت از ۱۹ صنعت مورد مطالعه است. در این میان صنعت تولید روغن و چربی دارای بازار انحصار کامل است (Shahiki, Gholipour & Mohammadzadeh,2015).

جلالوند و شهیکی تاش (2014)، در مطالعه خود بر اساس داده‌های کد چهار رقمی ISIC در طی دوره ۱۳۸۷ – ۱۳۸۱ به کمک داده‌های ترکیبی دریافتند که ارتباط معنی‌داری میان حجم نسبی مالیات دریافتی از بنگاه‌های صنعتی و شاخص تمرکز، شدت موانع ورود و صرفه‌های مقیاس وجود دارد (Jalalvand, Shahiki, 2014).

سهیلی و همکاران (۲۰۱٤)، در مطالعه خود به بررسی ارتباط میان تمرکز صنعتی در ۲۲ صنعت مواد غذایی و آشامیدنی و کارایی مقیاس در ایران در سال‌های ۱۳۷٦ - ۱۳۸٦ به کمک مدل پانل با استفاده از روش 2SLS پرداختند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که

افزایش تمرکز کارایی را در صنعت مواد غذایی و آشامیدنی در طی دوره مورد مطالعه کاهش داده است (Soheili, Fattahi, Zabihi & Hadi ,2014).

دهقانی (2014)، در مطالعه خود با استفاده از داده‌های کد چهار رقمی ISIC در ۲۳ صنعت فعال مواد غذایی و آشامیدنی در دوره زمانی ۱۳۹۰ - ۱۳۷۹ به بررسی تاثیر هزینه تحقیق و توسعه، درجه تمرکز، هزینه تبلیغات و سودآوری بر سهم بازار در بنگاه‌های بزرگ تولیدی صنایع غذایی و آشامیدنی پرداخت. نتایج مطالعه حاکی از آن است که متغیرهای هزینه تبلیغات، هزینه تحقیق و توسعه و درجه تمرکز دارای تاثیر مثبت بر سهم بازار در دوره مورد بررسی است (Dehghani, 2014).

بررسی طیف گسترده از پژوهش‌ها نشان می‌دهد که مطالعات انجام شده در رابطه با ساختار بازار اغلب به بررسی سطح تمرکز، موانع ورود، رقابت و انحصارات در بازار پرداخته‌اند و عوامل موثر محیطی در کنار عوامل ساختاری به طور هم‌زمان علارغم اهمیت و نقش عوامل محیطی بر پویایی‌های بازار و انگیزه ورود و خروج از بازار مورد بررسی قرار نگرفته است لذا با توجه به خلاء موجود در مطالعات پیشین برای نخستین بار عوامل موثر محیطی و ساختاری بر تلاطم و انگیزه‌های ورود و خروج بنگاه‌ها به صنعت مواد غذایی و آشامیدنی در سطح داده‌های کد ٤ رقمی (ISIC) در طی دوره ۱۳۹۸ - ۱۳۸۸ در این مطالعه مورد بررسی قرار گرفته است.

۳- روش پژوهش

۳-۱- بیان مدل

در این مقاله علاوه بر تکیه بر مبانی تئوریک و پژوهش باپتیستا و کارائوز (۲۰۱۱) از متغیرهای تاثیرگذار بر محیط اقتصاد کلان مانند نرخ تورم، نرخ ارز واقعی، نااطمینانی نرخ ارز واقعی و نااطمینانی نرخ تورم به عنوان متغیرهای کنترلی برای تصریح مدل پویایی‌های ورود و خروج بنگاه‌ها به صنعت مواد غذایی و آشامیدنی به شرح رابطه (۱) استفاده شده است:

$$Ln_\overbrace{ENTRY_{it} + Ln_EXIT_{it}}^{Ln_{TURBULENCE_{it}}} = \beta_0 + \beta_1 L_l\,n_ENTRY_{it-1} + \beta_2\, L_Ln_EXIT_{it-1} + \\ + \beta_3 Ln_G_t + \beta_4 Ln_EXR_t + \beta_5 Ln_MESit + \\ \beta_6 Ln_CR4_{it} + \beta_7 Ln_Share5_t + \beta_8 Ln_GDPR_t + \\ \beta_9 Ln_inflationr_t + \beta_{10} Ln_garchinf_t + \\ + \beta_{12} Ln_garche_t \;\; \beta_{11} SanctionDM_t \qquad (۱)$$

که i: نشان دهنده صنعت مورد نظر بر اساس تقسیم‌بندی کد $ISIC$: ۱۵و۰۰۰و۳و۲و۱= i و T نشان دهنده زمان است.

برای محاسبه نااطمینانی نرخ ارز واقعی و نااطمینانی نرخ تورم از رویکرد الگوی واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم یافته (GARCH) بهره گرفته‌ایم.

۲-۳- معرفی متغیرها و داده‌ها

$L_\ln_ENTRY_{it-1}$: این متغیر از فرم لگاریتم تاخیری، نسبت بنگاه‌های تازه‌وارده به صنعت i مواد غذایی و آشامیدنی در زمان t به موجودی بنگاه‌های وارده به صنعت i مواد غذایی و آشامیدنی تا سال t-1 بدست آمده است.

$L_\ln_EXIT_{it-1}$: این متغیر از فرم لگاریتم تاخیری نسبت بنگاه‌های خارج شده از صنعت i مواد غذایی و آشامیدنی در زمان t به موجودی بنگاه‌های خارج شده از صنعت i مواد غذایی و آشامیدنی تا سال t-1 بدست آمده است.

$\overbrace{Ln_ENTRY_{it} + Ln_EXIT_{it}}^{Ln_TURBULENCE_{it}}$: *لگاریتم نرخ ورود به صنعت + لگاریتم نرخ خروج از صنعت*

Ln_MESit: شاخص صرفه‌های مقیاس[14] به عنوان متغیر مانع ورود به بازار به کمک روش‌های متنوعی چون تحلیل سودآوری، روش‌های آماری از قبیل فلورنس، کومانورو

[14] Minimum efficient scale

ویلسون، روش بازمانده استیگلر، دلفی و تکنیک‌های اقتصاد سنجی قابل اندازه‌گیری است. در این مطالعه برای اندازه‌گیری صرفه‌های مقیاس از روش زیراستفاده. کرده‌ایم:

$$MESit = \sum_{j=1}^{N} \left(\frac{Aj}{nj}\right) \times \left(\frac{Aj}{A}\right) \qquad (۲)$$

N،تعداد بنگاه‌های فعال در صنعت مواد غذایی و آشامیذنی، A_j مجموع تعداد شاغلان صنعت از نوع j و n_j تعداد بنگاه‌های فعال در صنعت j و A مجموع کل شاغلان صنعت مواد غذایی و آشامیدنی است.

برای محاسبه شاخص صرفه‌های مقیاس و متغیرهای نرخ ورود به صنعت موادغذایی و آشامیدنی، نرخ خروج از صنعت موادغذایی و آشامیدنی و تلاطم از روش باپتیستا و کارائوز (۲۰۱۱) در این مطالعه استفاده شده است.(Baptista & Karaoz,2011:253-255).

Ln_CR4it:شاخص نسبت تمرکز ٤ بنگاه بزرگ به عنوان متغیر ساختار بازار، برای سنجش میزان مانع ورود اندازه‌گیری و در مدل استفاده شده است.

که در آن، ∑Xi مجموع ارزش تولید ٤ بنگاه بزرگ و X ارزش کل تولیدات صنعت مواد غذایی و آشامیدنی است. این شاخص بر اساس داده‌های اشتغال، ارزش‌افزوده و فروش بنگاه قابل اندازه‌گیری است (Khodadad, Kashi, 1998:۱۰۷-۱۰۶). در این مقاله برای محاسبه این شاخص از داده‌های اشتغال و فرم لگاریتمی شاخص استفاده شده است.

$$CR4 = \frac{\sum_{i=1}^{4} Xi}{X} \qquad (۳)$$

Ln_G:به دلیل در دسترس نبودن نرخ رشد صنعت موادغذایی و آشامیدنی بر اساس کد چهار رقمی ISIC از نرخ رشد[۱۵] سالیانه اشتغال صنعت مواد غذایی و آشامیدنی و فرم لگاریتمی به عنوان جایگزین در این مطالعه استفاده.کرده‌ایم.

Ln_Share5_t:لگاریتم شاخص سهم بنگاه‌های دارای شاغل کم‌تر از ۵ نفر به عنوان معیاری، جهت بررسی میزان تلاطم بنگاه‌های خرد در مدل استفاده شده است.

در این مدل منظور از:

$Ln_inflation$:لگاریتم نرخ تورم،

Ln_GDPR:لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی،

$Ln_garchif$:لگاریتم نااطمینانی نرخ تورم،

$Ln_{garchexr}$:لگاریتم نااطمینانی نرخ ارز،

Ln_{exr} :لگاریتم نرخ ارز واقعی

$Sanction DM_t$:متغیر مجازی تحریم برای اندازه‌گیری اثر ممانعت از دسترسی به ابزار مالی سوئیفت [۱۶]در مدل به کار رفته است.

همچنین برای محاسبه نرخ ارز حقیقی RER[۱۷] نیز از رابطه زیر استفاده شده است.

$$RER = \frac{E \times cpi*}{cpi} \qquad (۴)$$

که در آن منظور از E نرخ ارز بازار آزاد، cpi*[18] شاخص قیمت مصرف کننده امریکا و cpi شاخص قیمت مصرف کننده در ایران می‌باشد.

در این پژوهش داده‌های آماری شاخص قیمت مصرف کننده امریکا از سایت WDI[19] و شاخص قیمت مصرف کننده ایران و نرخ ارز بازار آزاد برای دوره مورد بررسی از سایت بانک مرکزی استخراج شده است. قابل ذکر است داده‌ها و اطلاعات مربوط به سایر

---

[15] growth rate

[16] Interbank Financial Telecommunication Society for Worldwide

[17] Real exchange rate

[18] Consumer price index

[19] World Development Indicators

متغیرها از وزارت صنعت، معدن و تجارت و اطلاعات کارشناسان دفتر تخصصی این وزارت اخذ شده است.

از سوی دیگر با توجه به استفاده از الگوی داده‌های تابلویی در این پژوهش لزوم بررسی وجود وابستگی مقطعی در پانل با استفاده از آزمون‌های متداول بروش و پاگان[۲۰](۱۹۸۰) و پسران [۲۱] (۲۰۰٤) جهت مشخص ساختن نوع آزمون‌های مانایی متغیرهای مورد استفاده در مدل ضروری است. بهره‌گیری از ریشه واحد مورد استفاده در سری‌های زمانی برای داده‌های پانل به معنای پذیرش همگن بودن برش‌های مقطعی پانل می‌باشد. اما اگر هر برش مقطعی از پانل دارای شرایط خاص خود باشد آزمون‌های ریشه واحد باید این ناهمگنی را در نظر گیرند. آزمون‌های فیشر – دیکی فولر تعمیم یافته، لوین، لین و چو (LLC)، هریس، ایم، پسران و شین (IPS)، برتونگ، فلیپس پرون و هدری از جمله آزمون‌های مانایی در داده‌های ترکیبی هستند که در آزمون‌های LLC، هریس- تزاوالیس[۲۲] برتونگ[۲۳]، و هدری[۲٤] فرض بر آن است که فرآیندهای ریشه واحد میان مقاطع یکسان هستند اما در آزمون‌های دیگر فرض متفاوت بودن این فرآیند حاکم می‌باشد. لذا بر اساس نتیجه آزمون پسران (۲۰۰٤) در این پژوهش از آزمون‌های، فیشر – دیکی فولر تعمیم یافته، ایم، پسران و شین (IPS) برای بررسی مانایی متغیرهای توضیحی مدل و بررسی مشکل رگرسیون جعلی استفاده شده است (Baltagi , 2008).

۴- یافته‌های و نتایج

هدف محوری این پژوهش بررسی عوامل موثر محیطی و ساختاری بر پویایی‌های ورود و خروج بنگاه‌ها به بازار در صنعت مواد غذایی و آشامیدنی ایران در طی دوره زمانی ۱۳۹۸ -

[20] Breusch & Pagan
[21] Pesaran
[22] Harris- Tzavalis
[23] Breitung
[24] Hadri

۱۳۸۸ می‌باشد. در این راستا با بهره‌گیری از مدل اقتصاد سنجی الگوی داده‌های تابلویی[۲۵] و با استفاده از روش (FGLS) به بررسی پویایی‌های بازار ورود و خروج بنگاه‌ها به بازار صنعت مواد غذایی و آشامیدنی پرداخته‌ایم. با توجه به الگوی داده‌های تابلویی جهت بررسی وجود وابستگی مقطعی در پانل، ابتدا آزمون پسران (۲۰۰٤) انجام و بر اساس نتایج آزمون **جدول ۱** وابستگی مقطعی در پانل با توجه به مقدار آماره آزمون، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود وابستگی مقطعی در سطح رد شد.

جدول ۱. نتیجه آزمون وابستگی مقطعی
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 1. Cross-sectional dependence test
Source: Rerearch results

نوع آزمون	مقدار آماره آزمون	سطح معناداری(PV)
پسران (CD)	-۲/۰۸٤	۰/۰۳۷۲

جهت بررسی مانایی داده‌های آماری با توجه به نتیجه آزمون پسران و برای جلوگیری از برآورد رگرسیون جعلی از آزمون‌های ریشه واحد ایم، پسران و شین (IPS) و فیشر – دیکی فولر تعمیم یافته استفاده شده است در **جدول ۲** نتایج مانایی متغیرهای مدل به کمک آزمون‌های ریشه واحد ارائه شده‌اند. نتایج نشان می دهند که کلیه متغیرها به جز لگاریتم نااطمینانی نرخ تورم، لگاریتم نرخ ارز واقعی و لگاریتم تولید ناخالص واقعی مانا بوده و این سه متغیر نیز پس از یک مرتبه تفاضل‌گیری مانا می‌باشند.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 2. The Unit Root Test Resaltts
Source: Rerearch results

متغیر	سطح معناداری(PV)

[25] Panel data

	فیشر – دیکی فولر تعمیم یافته	آزمون ایم، پسران و شین	نتیجه آزمون
L_Ln_enter	٥٤/٩١ (٠/٠٠١٧)	-٢/٦٣ (٠/٠٠٤٣)	مانا
Ln_g	٤٧/٨٥ (٠/٠٢٠٥)	-٢/٣٥ (٠/٠٠٩٤)	مانا
Ln_trbulence	٤٧/٧٥ (٠/٠١١٤)	-٢/٢٨ (٠/٠١١٤)	مانا
L_Ln_exit	٢٤/٧٥ (٠/٠٥٣٣)	-١/٤٦ (٠/٠٧٢٤)	مانا
Ln_garcgexr	-٩/٤ (٠/٠٠٠)	١٤٥/٣ (٠/٠٠٠)	مانا
Lnexr	٢/٥٢ (١/٠٠٠)	٠/٣١٩٢ (٠/٦٣٥)	نامانا
Ln_gdpr	/٣٤٤٥ (١/٠٠٠)	٠/١٧٧٩ (٠/٥٧١)	نامانا
Ln garchif	٦/٢٤ (١/٠٠٠)	-١/٥٩ (٠/٠٥٦)	نامانا
Ln_CR4	٦٦/٢ (٠/٠٠٠)	-٤/٢ (٠/٠٠٠)	مانا
Ln_MES	١١٥/٧ (٠/٠٠٠)	-٥/٧ (٠/٠٠٠)	مانا
Lnshare5	٨٧/٤ (٠/٠٠٠)	-٤/٨ (٠/٠٠٠)	مانا
Ln_inflation	٧٥/٢٥ (٠/٠٠٠)	-٤/٤ (٠/٠٠٠)	مانا

بررسی وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها نیز به کمک آزمون کائو[۲۶] انجام شده است. فرضیه صفر این آزمون حاکی از عدم وجود رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرها در مدل است. بر اساس نتیجه آزمون **جدول ۳** فرضیه صفر رد و نتیجه آزمون نشانگر وجود رابطه تعادلی بلندمدت است.

[26] kao

جدول ۳. نتایج حاصل از آزمون کائو
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 3. Results of Kao test
Source: Rerearch results

آزمون کائو		
آماره t	سطح معناداری(PV)	
-۳/٤٦١٦	۰/۰۰۰۳	ADF

به منظور بررسی امکان استفاده از الگوی پانل با داده‌های یکپارچه از آزمون اف- لیمر استفاده شده است. رد فرضیه صفر این آزمون به معنی استفاده از روش داده‌های تابلویی و عدم رد فرضیه نشانگر استفاده از روش حداقل مربعات معمولی با داده‌های تلفیقی[۲۷] است. آزمون اف- لیمر **جدول ٤** بیانگر رد فرضیه صفر و لزوم استفاده از روش داده‌هایی تابلویی برای مدل مورد بررسی است

جدول ۴. نتایج حاصل از آزمون اف- لیمر
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 4. Results FLimer test
Source: Research results

t	سطح معناداری(PV)
-۲/۵۳	۰/۰۰٤٦

در این مرحله آزمون ضریب لاگرانژ(LM) بروش پاگان معیاری برای بررسی روش‌های اثرات تصادفی و اثرات تجمعی است با توجه به نتیجه آزمون **جدول ۵** دلیلی برای رد فرضیه عدم مبنی بر استفاده از مدل اثرات تجمیعی وجود ندارد

[27] Pool Data

جدول ۵. نتیجه حاصل از آزمون بروش پاگان
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 5. Results of Breusch & Pagan test
Source: Research results

	مقدار آماره	سطح معناداری(PV)	نتیجه
آزمون بروش پاگان	۰	1/۰۰۰۰ مقدار	ارجحیت اثرات تجمیعی بر اثرات تصادفی

همچنین بین دو روش تخمین داده‌های تابلویی روش اثرات ثابت[۲۸] و تصادفی[۲۹] باید یک روش انتخاب شود. لذا جهت تعیین روش برآورد از آزمون هاسمن[۳۰] در این مقاله استفاده کرده‌ایم. رد فرضیه صفر در این آزمون بیانگر استفاده از روش اثرات ثابت و عدم رد آن به معنای استفاده از روش اثرات تصادفی است. آزمون **جدول ٦** نشانگر رد فرضیه صفر و کاراتر بودن روش اثرات ثابت نسبت به اثرات تصادفی است.

جدول ۶. نتیجه حاصل از آزمون هاسمن
ماخذ: محاسبات تحقیق

Table 6. Results of Hausman test
Source: Rerearch results

آماره هاسمن	سطح معناداری(PV)	نتیجه
۹۲/۲٤	۰/۰۰۰۰	انتخاب روش اثرات ثابت

به منظور بررسی وجود خودهمبستگی و ناهمسانی‌واریانس نیز به ترتیب از آزمون‌های ولدریج و والد تعدیل شده استفاده کرده‌ایم. نتایج آزمون ناهمسانی‌واریانس و خودهمبستگی حاکی از سطح معنی‌داری کمتر از ۵ درصد است. بر اساس **جدول ۷**

[28] Fixed Effects Model
[29] Random Effects Model
[30] Hausman

فرضیه‌های صفر مبنی بر خودهمبستگی و برابری واریانس رد و وجود مشکل خودهمبستگی و ناهمسانی‌واریانس در مدل تایید می‌شود.

جدول ۷. نتایج حاصل ازآزمون ناهمسانی‌واریانس
ماخذ: محاسبات تحقیق

Table 7. Results of Heteroskedasticity test and Serial correlation test
Source: Research results

آزمون	سطح معناداری(PV)	مقدار	نتیجه
والد تعدیل شده	۰/۰۰۰۰	۱۶۳/۴۸	ناهمسانی‌واریانس وجود دارد
ولدریج	۰/۰۰۰۸	۱۸/۶۸۱	خودهمبستگی وجود دارد

براساس نتایج **جدول ۷** مبنی بر وجود مشکل ناهمسانی‌واریانس و خودهمبستگی در مدل، برآوردهای (OLS) کارا نبوده به همین علت برآورد مدل با روش(FGLS) انجام گرفت. نتایج برآورد مدل داده‌های تابلویی با اثرات ثابت به روش(FGLS) در **جدول ۸** ارائه شده است.

جدول ۸. نتایج برآورد مدل داده‌های تابلویی با اثرات ثابت به روش FGLS طی دوره ۱۳۹۸- ۱۳۸۸
مأخذ: محاسبات تحقیق

Table 8. Results of Estimating Panel Data Panel Data Model with Fixed Effects by FGLS Method2009 to 2019
Source: Rerearch results

متغیر	ضریب	Z
L_ln_enter	۰/۳۶۸	٤/٥٩ (۰/۰۰۰)
L_lnexit	۰/۰۹۹۲	۱/٦۸ (۰/۰۹۲)
Sanction	-۰/۸٦۹	٦/۰٦ (۰/۰۰۰)
Ln_MES	-۰/۰۰٦٦	-۰/۲۷ (۰/۷۸٦)
Ln_CR4	-۰/۰۳۸	-۰/۹٥ (۰/۳٤٥)

Lnshare5	۲٦/۷۹	٤/٤۷ (۰/۰۰۰)
Ln-garchif	-۰/۵۱۳	-۳/۰۷ (۰/۰۰۲)
Ln_gdpr	٤/۵۱	۳/۷۷ (۰/۰۰۰)
Ln_inflation	-۱/۵۱	-۷/۳۵ (۰/۰۰۰)
Ln_g	۰/۵٦٦	۲/۵۲ (۰/۰۱۲)
Ln_garcgexr	۱/۷۹	۱/۵٦ (۰/۱۱۹)
Ln-exr	۳/۰۳	۵/۷۷ (۰/۰۰۰)

ضرایب بدست آمده برای نرخ ورود بنگاه‌ها به بازار صنایع مواد غدایی و آشامیدنی و نرخ خروج بنگاه‌ها از بازار سازگار با مبانی تئوریک و دارای تاثیر مثبت و معنی‌دار بر میزان تلاطم و پویایی‌های بازار صنعت مواد غذایی و آشامیدنی در دوره مورد بررسی است. ضریب شاخص صرفه‌های مقیاس به عنوان معیاری برای سنجش مانع ورود به بازار نیز سازگار با مبانی تئوریک و دارای تاثیر منفی و معنی‌دار بر تلاطم و پویایی‌های ورود و خروج بنگاه‌ها به بازار صنایع مواد غذایی و آشامیدنی است. مقدار ضریب بدست آمده برای این شاخص به میزان (۰/۰۰٦٦-) نشانگر عدم بهره‌مندی صنعت مواد غذایی و آشامیدنی کشور از مزایایی صرفه‌های مقیاس است. نتیجه بدست آمده در این بررسی در راستای نتیجه مطالعه فیض پور و همکاران (۱۳۹۲)، مبنی بر فعالیت بیش از ۹۰ درصد بنگاه‌های صنعت مواد غذایی و آشامیدنی در اندازه کم‌تر از صرفه‌های مقیاس است (Faizepour,Lotfi & Emami 2013,). ضریب بدست آمده برای متغیر سهم بنگاه‌های دارای شاغل زیر ۵ نفر کارکن نیز مثبت و معنی‌دار است. که نشان دهنده تاثیر مثبت این متغیر بر میزان تلاطم و پویایی‌های ورود و خروج بنگاه‌ها به بازار صنایع مواد غذایی و آشامیدنی در دوره زمانی مورد مطالعه است. ضریب نسبت ٤ بنگاه بزرگ صنعت غذایی و آشامیدنی نیز به عنوان شاخصی برای

اندازه‌گیری تمرکز و انحصار در این بازار منفی و معنی‌دار و سازگار با مبانی تئوریک و مطالعات تجربی داخلی و خارجی است. ضرایب مربوط به متغیرهای نرخ تورم و نااطمینانی نرخ تورم به عنوان متغیرهای کنترلی در مدل نیز دارای تاثیر منفی و معنی‌دار بر تلاطم و پویایی‌های ورود و خروج به بازار صنایع مواد غذایی و آشامیدنی در دوره مورد بررسی است.که نتایج بدست آمده در راستای نتیجه مطالعه پیرپور و همکاران (۱۴۰۳) مبنی بر آسیب های قابل توجه تورم و نااطمینانی بر رشد در اقتصاد است.ضرایب بدست آمده برای نرخ ارز واقعی و نااطمینانی نرخ ارز نیز به عنوان متغیرهای کنترلی در مدل دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر پویایی‌های ورود و خروج بنگاه‌ها و تلاطم و شدت انتخاب در بازار صنایع مواد غذایی و آشامیدنی در دوره مورد بررسی است. همچنین ضریب متغیر رشد صنعت نیز سازگار با مبانی تئوریک و یافته‌های مطالعات تجربی دارای تاثیر مثبت و معنی‌دار بر تلاطم صنایع مواد غذایی و آشامیدنی در دوره مورد مطالعه می‌باشد. ضریب متغیر تحریم نیز دارای تاثیر منفی و معنی‌دار بر پویایی‌های ورود و خروج به بازار صنایع موادغذایی و آشامیدنی است. ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی به عنوان متغیر کلان در مدل نیز دارای تاثیر مثبت و معنی‌دار بر سطح تلاطم بازار در صنعت مواد غذایی و آشامیدنی در دوره زمانی مورد بررسی است.

۵- جمع بندی و نتیجه‌گیری

هدف غایی این مطالعه، بررسی عوامل ساختاری و محیطی بر پویایی‌های بازار در صنعت مواد غذایی و آشامیدنی در ایران در دوره ۱۳۹۸ - ۱۳۸۸ با استفاده از داده‌های ترکیبی است. در این پژوهش علاوه بر متغیرهای ساختار بازار از متغیرهای کلان اقتصادی و متغیرهای کنترلی نرخ تورم، نااطمینانی نرخ تورم، نرخ ارز واقعی و نااطمینانی نرخ ارز واقعی برای بیان عوامل تاثیرگذار محیطی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری در بخش صنعت مواد غذایی و آشامیدنی و پویایی‌های ورود و خروج بنگاه‌ها به بازار به منظور ایجاد تصویر شفاف از انگیزه‌های شدت انتخاب در بازار و سیر تکاملی صنعت مواد غذایی و آشامیدنی در ایران استفاده شده است. نتیجه مدل برآوردی در صنعت مواد غذایی و آشامیدنی نشانگر تاثیر معنی‌دار و سازگار با مبانی تئوریک و یافته‌های مطالعات تجربی در رابطه با متغیرهای

ساختار بازار در کنار متغیرهای محیطی و کنترلی بر تلاطم و پویایی‌های بازار در این صنعت در طی دوره مورد بررسی است.در این پژوهش با توجه به ضریب برآوردی متغیر صرفه‌های مقیاس می‌توان اذعان داشت که به علت کوچک بودن بازار اقتصاد ایران و الگوی مصرف و سطح درآمد خانوارها، صنعت مواد غذایی و آشامیدنی در کشور از مزایایی صرفه‌های مقیاس برخوردار نمی‌باشد. ضریب مثبت و معنی‌دار متغیر نرخ ارز واقعی و نااطمینانی نرخ ارز به عنوان متغیرهای کنترلی در مدل برآوردی نیز موید نقش موثر متغیر نرخ ارز واقعی و متغیر نااطمینانی نرخ ارز بر انگیزه‌های شدت انتخاب و ایجاد تلاطم و نوسان در صنعت مواد غذایی و آشامیدنی در طی دوره مورد بررسی است. همچنین ضریب منفی متغیر تحریم که در این مطالعه، عدم دسترسی بنگاه‌های صنعتی مواد غذایی و آشامیدنی به ابزار مالی سوئیفت برای انجام مبادلات تجاری جهت تامین مواد اولیه مورد نیاز صنعت مواد غذایی و آشامیدنی کشور است به صورت مانع جدی در برابر انتفاع صنعت مورد نظر از مزایایی شدت انتخاب و پویایی‌های ورود و خروج بنگاه‌ها به صنعت که زمینه‌ساز رقابت‌پذیری و گسترش بازارهای صنعت مواد غذایی و آشامیدنی کشور می‌باشد عمل کرده است. لذا بر اساس نتایج مطالعه پیشنهاد می‌شود با توجه به نقش عوامل محیطی در میزان تلاطم در صنعت مواد غذایی و آشامیدنی در راستای بهبود فضای کسب و کار و ایجاد فضای اقتصادی قابل پیش‌بینی برای فعالین اقتصادی حوزه صنایع مواد غذایی و آشامیدنی برنامه‌های عملیاتی کارا در جهت کاهش و کنترل نرخ تورم، ثبات و پیش‌بینی پذیری نرخ ارز و برطرف نمودن تحریم‌ها در دستور کار حاکمیت قرار گیرد. همچنین توسعه مراودات تجاری با کشورهای همسایه در راستای استفاده از ظرفیت بازارهای خارجی کشورهای همسایه به منظور انتفاع از مزایایی صرفه‌های اقتصادی در صنعت مواد غذایی و آشامیدنی پیشنهاد می‌گردد.

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 suort for the research, authorship, and publication of this article.

Reference

Asturias, J. Hur, S. Kehoe, T. & Ruhl, K. (2021). Firm Entry and Exit And Aggregate Growth.*NBERWorking paper series* 23202.

Alexandra, C. & Barbosa, N. (2020). Barriers to Entry, An Empirical Assessment of Portuguese Firm perceptions. *uropean Research on Management and Business Economics, 26*, 55.

Agarwal, R. & Gort, M. (1996). The Evolution of Markets and Entry, Exit and Survival of Firm.*The Review of Economics and Statistics,78* (3), 489 - 498.

Audretsch, D. B. (2007). Entrepreneurship Capital and Economic Growth. *Oxford Review of Economic policy, 23* (1), 63 - 78.

Baptista, R. & Karaoz, M. (2011). Turbulence in Growing and Declining Industries. *Small Business Economics, 36*, 249 - 270.

altagi, B. H. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data*. England, John Wiley & Sons, Third edition, West Sussex.

Benedetti, C. & Sanchez, M. Christensen, P. (2017). Entry an ssessment using quest Publications office of the European union , Luxembourg. doi, 10.2760/722488, JRC108932.

Beesley, M. E. & Hamilton, R. T. (1984). Small Firms Seeded Role and the Concept of Turbulence. *Journal of Industrial Economics, 33*(2), 217 – 231.

Bunch, D. & Smiley, R. (1992). Who deters entry? Evidence on the use of strategic entry deterrents. *view of Economics and Statistics,74*, 509 - 521.

Brakhasi, T. (2019). Relationship between competitive product markets (barriers to market entry, intensity of industry concentration and number of active firms) and asymmetric information in companies listed on the Tehran Stock Exchange. Fourth National Conference on Economics, Management and Accounting, Ahvaz.[in Persian]

Dehghani, A. (2014). Investigating the factors affecting market share, a case study of large food and beverage industries. Journal of Agricultural Economics and Development, 3 (28), 271.- 260. [in Persian]

Fotopoulos, G. & Spence, N. (1998). Entry and Exit from Manufacturing industries, Symmetry, Turbulence and Simultaneity – Some Empirical Evidence from Greek Manufacturing Industries, 1982-1988. Applied Economics, 30, 245 - 262.

Faizpour, M.; Lotfi, A. & Emami. M.M. (2013). The optimal size of production in the food and beverage industry and its changes during the second, third and fourth development plans. Journal of Food Industry Research, 23(1). [in Persian]

Islami, X. (2019). Barriers hindering the entry of new firms to the competitive market and profitability of incumbents. Journal of Contemporary Management Issues , 2, 121 - 143.

Jalalvand, V. & Shahiki. T, M. (2014). Investigating the relationship between the relative volume of taxes received from Iranian industrial enterprises and structural elements of the market with the aim of reforming the tax system based on panel data. Journal of Taxation, 22, 137 – 111.[in Persian]

Khodadad. K, F, Nourani. A, S & Ground, K. (2015). Comparative comparison of monopoly power in rubber and plastics industry in Iran. Journal of Applied Theories of Economics, 2 (3), 48- 37.[in Persian]

Khodadad. K. F. (1998). Market structure and performance Theory and its application in industry, Tehran, Publications of the Institute of Business Studies and Research. [in Persian]

Khodadad K. F. Nourani A, S. & Ishaqi G, M. (2016). Competition size, monopoly and behavioral pattern in Iran's industrial sector using a non-structural approach. Quarterly Journal of Business Research, Winter 2016, 1 – 29.[in Persian]

Khodadad K.F., Nourani A.S. & Ground, K. (2015). Comparative comparison of monopoly power in rubber and plastics industry in Iran. *Journal of Applied Theories of Economics*, *2* (3), 48- 37. [in Persian]

Khodadad. K,F. (2011). *Industrial economics (theory and application).* Tehran, Samat Publications, first edition. [in Persian]

Karani, A,R. & Shahikitash, M, N. (2017). Entry and exit of firms and assessment of the severity of barriers to entry in the industrial sector

based on industry theory. Q*uarterly Journal of Economic Research and Policy, 82* (25), 110-79. [in Persian]

Lutz, C. & Kemp, R.. (2006). Perceived Barriers to Entry, Are There any Differences Between Small, Medium-Sized and Large Companies? *International Journal of Entrepreneurship and Small Business, 3*(5), 538 - 553.

Mata, J. Portugal, P. Guimaraes, P. (1995).The survival of new plants, Start-up conditions and post-entry evolution. *International Journal of Industrial Organization , 13*, 459 – 482.

Mcgowan, A.A. & Andrews, D. (2016). Insolvency Regimes and Productivity Growth, A Framework for Analysis, ECO/WKP. 33 OECD. (2019). Barriers to Exit Background Note. 1 - 42.

Ozturk,S. & Kilic, D. (2012). Patterns and Determinants of Entry and Exit in Turkish Manufacturing Industries. *International Journal of Arts and Commerce*,*5* (1).

Peng, Q.(2019). Financial frictions, Entry and growth, Astudy of China. *Reviow of Economic Dynamics*, 34, 267-282.

Pirpour, H. and Samsami Mazrae Akhoond, H. (2024). Evaluating the impact of exchange rate fluctuations on core inflation using the Mandel-Fleming stochastic model and identifying the mutual relationship between exchange rate fluctuations and inflation deviations in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, (Article in Press), -. doi, 10.22055/jqe.2024.45713.2599 [in Persian]

Pourabadolhan K, M, Fallahi, F. & Ebrahimi H. (2020). Evaluating the market structure in the banking industry in Iran. *Journal of Industrial Economics Research, 13* (4), 11- 26. [in Persian]

Rosado, C. A. (2015). Barriers to entry vs, Competitive Strategy. *Cuadernos de Estudios Emperesariales, 25*, 67 - 86.

Resende, M. Ribeire, E. Zeidan, R. (2015).Dynamic Entry and Exit Linkages in the Brazilian Manufactureing Industry, An Econometric Invesstigation. I*nternational Journal of Entrepreneurship and Small Business, 3*(22), 1-21.

Resende, M, Eduardo, P & Zeidan, R. (2015). Dynamic Entry and Exit Linkages in the Brazilian Manufacturing Industry, An Econometric Investigation. *International Journal of the Economics of Business*.

Shapiro, D. & Khemani, R. S. (1987). The Determinants of Entry and Exit Reconsidered. *International Journal of Industrial organization*, 5, 15 – 23.

Sönmez, A. (2013). Firm Entry Survival, and Exit. *Academic Journal of Interdisciplinary Studies*, *9*(2), 160 - 167.

Schmalensee, R. (1988). Industrial Economics, An overview. *Economic Journal*, *98*, 643 – 681

Shahikitash, M. , Gholipoorbolasi, E. and Mohammadzadeh, A. (2015). Investigating Food and Beverage Industry Market Structure and Market Power Based on Leo and Bresnahan's Approach. *Journal of Agricultural Economics & Development*, *29*(2), 204-215. doi: 10.22067/jead2.v0i0.44819 [in Persian]

Soheili, K., Fattahi, Sh., Zabihidan, M.S., & Hadizadegan, M.. (2014). The Relationship Between Efficiency and Industrial Concentration of Food and Beverage Industries in Iran. *Economic Modelling*, 8(3 (27)), 37-51. Sid. Https://Sid.Ir/Paper/176152/En [in Persian]

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) بهار ۱۴۰۴ ۲۲(۱) ۲۱۰-۱۷۹



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

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

سنجش حباب‌های چندگانه در بازار بین المللی نفت

عزیز ظاهری عبده وند *، امیر هرتمنی،** سعید آقاسی ***

* دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد دهاقان، دانشگاه آزاد اسلامی، دهاقان، ایران.
** استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد دهاقان، دانشگاه آزاد اسلامی، دهاقان، ایران (نویسنده مسئول).
*** استادیار مدیریت، گروه مدیریت، واحد دهاقان، دانشگاه آزاد اسلامی، دهاقان، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۷ اردیبهشت ۱۴۰۱
تاریخ بازنگری: ۲۹ آبان ۱۴۰۱
تاریخ پذیرش: ۱۸ تیر ۱۴۰۲

ارتباط با نویسنده مسئول:
ایمیل:
amir_hortamani@yahoo.com
0000-0002-8018-7033

آدرس پستی:
خوزستان،اهواز،پادادشهر،خیابان ۱۱،کدپستی ۶۱۸۳۹۸۵۵۹۹

طبقه‌بندیJEL: *C22 ،G12 ،G01*

واژگان کلیدی:
حباب، نفت، برنت، وست تگزاس، آزمون‌های ریشه واحد بازگشتی

اطلاعات تکمیلی:
این مقاله برگرفته از پایان نامه ی دکتری آقای عزیز ظاهری عبده وند در رشته علوم اقتصادی به راهنمایی امیر هرتمنی در دانشگاه آزاد اسلامی است.

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.
تضاد منافع: نویسنده‌ها مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

چکیده

هدف اصلی پژوهش بررسی وجود حباب قیمت در بازارهای بین المللی نفت با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد بازگشتی (GSADF، RADF، SADF) است. در این چارچوب از داده های ماهانه قیمت نفت برنت، وست تگزاس، ایران و عمان در بازه زمانی ۱۹۸۰:۰۱ تا ۲۰۱۸:۰۶ استفاده شد. نتایج نشان داد که قیمت های نفت ایران، برنت، عمان و وست تگزاس به ترتیب نه، ده، نه و هشت دوره حبابی را تجربه کرده‌اند. همچنین اگرچه تا حدودی تاریخ حباب‌های مذکور به یکدیگر نزدیک است اما از منظر ساختار حباب با یکدیگر اختلاف دارند به طوری‌که ساختار حباب قیمت های نفت ایران، برنت، عمان و وست تگزاس به ترتیب ۴۴٪، ۵۰٪، ۳۷٪ و ۲۵٪ از نوع حباب‌های چندگانه می‌باشد.

ارجاع به مقاله:
عبده وند، عزیز ظاهری.، هرتمنی، امیر و آقاسی، سعید. (۱۴۰۴). سنجش حباب‌های چندگانه در بازار بین المللی نفت. *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۲۲ (۱)، ۲۱۰-۱۷۹.
10.22055/jqe.2023.40753.2482

© 2025 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

تحولات قیمت نفت بر توسعه اقتصاد جهانی و تحولات سیاسی اثرگذار است؛ به طور متقابل، توسعه اقتصاد جهانی و تحولات سیاسی مناطق نفتی نیز بر تغییر و تحولات قیمت نفت خام مؤثر می‌باشد (Alola, 2019; Chai, Xing, Zhou, Zhang, & Li, 2018). این بدان دلیل است که نفت خام در مقایسه با سایر منابع انرژی، کالای مهم استراتژیکی[1] برای رونق و پویایی اقتصاد جهانی است (Alola, 2021).

به طور کلی در میان منابع انرژی تجدیدپذیر (خورشیدی، زمین گرمایی[2]، باد، زیست توده و نیروگاه آبی) و غیرقابل تجدید (فرآورده‌های نفتی، میعانات گاز هیدروکربن، گاز طبیعی، ذغال سنگ و انرژی هسته‌ای) نفت خام بیشترین کاربرد را دارد. قیمت نفت بر قیمت

[1] در اینجا منظور همان راهبردی است.

[2] geothermal energy

سوخت‌هایی چون گازوئیل، دیزل و نفت سفید اثرگذار بوده و از این طریق اثر آنی بر هزینه حمل و نقل و از طریق هزینه سوخت اثر غیرمستقیمی بر هزینه تولید برق دارد. قیمت نفت بر قیمت جایگزین‌هایی چون زغال سنگ و گاز طبیعی اثرگذار بوده و رقابت بین منابع غیرمتعارف انرژی را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

تحولات جهانی قیمت نفت خام علاوه بر نیروهای عرضه و تقاضا با تعداد معینی از عوامل از جمله بی‌ثباتی سیاسی در کشورهای صادر کننده نفت[۳]، عدم قطعیت در تنظیم‌گری[٤]، عدم قطعیت سیاست اقتصادی در کشورهای با مصرف نفت خام بالا و عدم قطعیت در چشم انداز اقتصاد جهانی نیز مرتبط است. از زمان افزایش نرخ تغییرات قیمت نفت در دوران رکود بزرگ، در مورد عوامل تعیین کننده رفتار قیمت نفت اختلاف نظر وجود دارد. برخی مواقع این تغییرات را می‌توان به تحولات عرضه و تقاضا مرتبط دانست؛ شوک‌های فزاینده سال‌های ۱۹۷۳، ۱۹۷۹،۱۹۷٤، ۱۹۸۱ (در نتیجه کاهش عرضه منتج از توافق کارتل اوپک) و شوک کاهنده ۱۹۸٦ را می‌توان در این دسته قرار داد. علاوه بر تحولات عرضه و تقاضا، چنین بیان می‌شود که فعالیت‌های سفته‌بازی در بازار دارایی‌های مالی وابسته به نفت، می‌تواند باعث تغییرات قیمت نفت شود. سفته‌بازی یکی از مهم‌ترین دلایل از بین رفتن انحراف قیمت دارایی از قیمت پایه آن است. سینکمن و زیانگ (۲۰۰۳) نشان دادند که در حالت وجود همزمان انتظارات ناهمگن و محدودیت‌های فروش کوتاه‌مدت[۵]، اگر سرمایه‌گذاران انتظار افزایش قیمت یک کالا را در آینده داشته باشند، آنگاه حاضرند در زمان حاضر قیمتی بیش از قیمت بازار را بپردازند (Scheinkman & Xiong, 2003). بر همین اساس قیمت‌های دارایی می‌تواند شامل عنصر سفته‌بازی شود. در حالت کلی رفتار انفجاری نامانای قیمت یک دارایی[٦] را می‌توان نتیجه ایجاد حباب در آن بازار دانست. هنگامی‌که قیمت دارایی از ارزش پایه آن منحرف

---

[۳] لازم به ذکر است که حتی بی ثباتی سیاسی در همسایگان یا شرکای تجاری کشورهای صادرکننده نفت، بر تغییر و تحولات قیمت نفت اثرگذار است.

[4] regulatory uncertainty

[5] Short-sales constraints

[٦] رفتار انفجاری قیمت خود به معنای افزایش زیاده از حد قیمت یک دارایی در نتیجه وقوع حباب است. حال وقتی بیان می شود که این رفتار انفجاری نامانا‌ست، بدین معنی است که حتی پس از افزایش انجاری خود چه به صورت آنی و چه به صورت تدریجی به حالت اولیه خود برنگشته و حتی دورتر هم شده است.

شود و دوره‌ای انفجاری رخ دهد؛ حباب رخ خواهد داد (Khan, Su, & Rehman, 2021). در این حالت قیمت مشاهده شده دارایی از قیمت پایه آن متفاوت است. در حالت کلی تئوری رفتار منطقی فرض می‌کند اصول بازار در قیمت دارایی منعکس شده است (Khan et al., 2021). حال آنکه حرکات قیمت نیز به اطلاعات بازار در مورد قیمت انتظاری یک دارایی و انحراف از قیمت پایه بستگی دارد. ازاین‌روحباب قیمت می‌تواند بر بازارهای مالی و واقعی اثرگذار باشد (Köseoğlu, 2019). درحالی‌که توافق عمومی در این مورد وجود دارد که حباب‌های مالی منجربه تخصیص نامناسب منابع شده و می‌توانند منجر به اثرات جدی بر فعالیت‌های اقتصادی شوند، اما هنوز در مورد چگونگی برخورد با چنین مسائلی، اتفاق‌نظر خاصی بین اقتصاددانان و سیاست‌گذاران وجود ندارد (Phillips, Wu, & Yu, 2011). بحران‌های مالی و انتقال اثرات آن به بازارهای دیگر منجربه توجه دوباره اقتصاددانان شده است. بازار نفت از جمله بازارهایی است که امکان وجود حباب در آن محتمل است و تحولات آن می‌تواند بر سایر بازارها به ویژه بازار اوراق بهادار اثرگذار باشد. رخداد حباب در بازار نفت نه تنها بر اقتصاد کشورهای نفتی و حتی غیرنفتی، بلکه بر سیاست‌گذاری‌های این کشورها نیز اثرگذار است. بنابراین سوالی که مطرح می‌شود این است که آیا قیمت نفت اثری بر اقتصاد ایران داشته است؟آیا نوع حباب‌های رخ داده در بازار نفت ایران با سایر بازارهای جهانی تشابه دارد؟ اگر بورس ایران را به عنوان یکی از ارکان مهم اقتصاد ایران تلقی کنیم، آیا قیمت نفت توانسته است این بازار را دستخوش نوسان و تغییر کند؟ پاسخ به این سوالات نیازمند بررسی جامع تغییرات قیمت نفت در بازارهای منتخب نفت و بورس ایران و بررسی ارتباط و همزمانی تغییرات و به ویژه تغییرات منجربه ایجاد حباب در این بازارها می‌باشد. با توجه به هدف مطالعه حاضر مبنی بر مقایسه روند حبابی بازار نفت ایران و جهان، بازارهای نفت ایران، عمان، برنت[۷] و وست تگزاس[۸] انتخاب و مورد بررسی قرار گرفت. در این راستا باید از روش‌های کشف و تاریخ‌گذاری حباب برای انجام این مهم بهره برد.

در سال‌های اخیر فیلیپس و همکاران (۲۰۱۱) آزمون ریشه واحد مبنا را از طریق انجام متوالی آزمون ریشه واحد برای بخش‌های مختلف سری زمانی ("پنجره") و مقایسه

[7] north sea brent crude oil

[8] West Texas Intermediate

سوپریم آماره ADF (SADF)[9] با مقادیر بحرانی مشتق شده، تعمیم دادند. فیلیپس و همکاران (۲۰۱۵a، ۲۰۱۵b) بیان کردند آزمون SADF توانایی کمی در کشف وجود حباب‌های چندگانه دارد؛ چراکه حباب‌های انفجاری تک دوره‌ای بحث شده تنها یک مورد خاص از حباب‌های رخ داده هستند. آنها آزمون GSADF را که در واقع SADF تعمیم‌یافته است، از طریق تصریح قابل انعطاف‌تری از اندازه پنجره‌ها گسترش دادند. مطالعه حاضر با توجه به چارچوب تحقیق و اهداف مورد نظر از روش مذکور بهره خواهد برد (Phillips, Shi, & Yu, 2015a, 2015b).

در ادامه مطالعه به صورت زیر دنبال می‌شود: در بخش دوم و سوم مبانی نظری و پیشینه تحقیق ارائه شده است. در بخش چهارم و پنجم روش و یافته‌های تحقیق در زیربخش‌هایی مجزا ارائه شده است. در نهایت نیز در بخش پایانی نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات سیاستی آورده شده است.

۲- مبانی نظری

ایجاد و شکل‌گیری حباب عمدتا ناشی از تصمیم‌گیری‌های احساسی افراد بوده و درحقیقت خود نوعی از انحراف قیمتی از ارزش بنیادی کالا یا سهمی خاص می‌باشد. همین‌طور است در مورد سقوط و ریزش حباب؛ به عبارتی ایجاد بدبینی و نگرش منفی نسبت به بازار حبابی موجود می‌تواند باعث فرار سرمایه از بازار سرمایه و کاهش قیمت‌ها به دلیل کاهش تقاضا شود و این کاهش در نهایت می‌تواند بر کلیه بنگاه‌های اقتصادی اثرگذارباشد (Jalali, Nasrollahi, & Hatefi Madjumerd, 2020). از دلایل ایجاد حباب می‌توان به سیاست‌های نادرست اقتصادی، فعالیت‌های سفته‌بازانه و معاملات ظاهری، عدم تقارن اطلاعات، رفتارهای گله‌ای و ... اشاره کرد. یکی از بازارهایی که احتمال وقوع حباب در آن بسیار زیاد است، بازار انرژی و به ویژه نفت خام می‌باشد. نفت کالایی استراتژیک است که از این منظر اهمیت بالایی در بازار انرژی و بازارهای مالی دارا می‌باشد. در دهه‌های گذشته قیمت نفت همزمان با نوسانات سیاسی و اقتصادی دنیا، نوسانات شدیدی را تجربه کرده است (Su, Li, Chang, & Lobonţ, 2017). نوسانات زیاد قیمت نفت می‌تواند منجربه ایجاد شوک‌های بزرگ اقتصادی و در نهایت عدم توسعه اقتصادی گردد. در این

[9] Supremum Augmented Dickey-Fuller (SADF)

میان کشورهای واردکننده و صادرکننده نفت هر کدام به نوعی با اثرات ناشی از تغییرات قیمت درگیر خواهند بود. بحث در مورد پویایی‌های قیمت نفت بسته به نوع وارد کردن قیمت پایه و رفتار تصادفی حباب در مدل، به دو مسیر تقسیم می‌شود. در مسیر اول، همیلتون (۲۰۰۹) عوامل مختلفی چون بازارهای آتی را که بر قیمت پایه اثرگذارند در مدل وارد کرده و قیمت پایه را با مدل ساختاری مبتنی بر تعیین کننده‌های عرضه و تقاضای نفت تخمین می‌زند (Hamilton, 2009). کافمن (۲۰۱۱) نقش عوامل بنیادی و سفته‌بازی بازار را در پویایی‌های قیمت نفت با تاکید بر عامل اول مورد بررسی قرار داده است (Kaufmann, 2011). آلکویست و گروایس (۲۰۱۳) از یک روش گسترده‌تر برای ارزیابی تخمین قیمت پایه و آزمون تعیین‌کننده‌های کلان نوسانات در قیمت نفت استفاده کردند (Alquist & Gervais, 2013). در مسیر دوم شی و آرورا (۲۰۱۲) تاکید بیشتری بر حباب داشته و چندین روند از مدل‌های تصادفی پارامتریک را در نمونه زمانی ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۰ تخمین زدند: مدل ۳ رژیمی بروکز و کتساریس (۲۰۰۵)، از این پس BK، مدل ۲ رژیمی ون نوردن و اسکالر (۲۰۰۲) و مدل ۳ رژیمی ون نوردن و اسکالر (۲۰۰۲)، از این پس VNS، از این دسته‌اند. آنها نتیجه گرفتند که مدل VNS داده‌ها را بهتر از دو مدل دیگر تطبیق می‌دهد و شواهدی از وجود حباب از اواخر ۲۰۰۸ تا اوایل ۲۰۰۹ مشاهده نمودند (Brooks & Katsaris, 2005; Schaller & van Norden, 2002; Shi & Arora, 2012). شواهد بیشتر و تعمیم این روش را می‌توان در مطالعه آرورا و شی (۲۰۱۶) مشاهده نمود (Arora & Shi, 2016).

روش دیگری که برای تغییرات در قیمت کالاهایی چون نفت به کار می‌رود، مدل نوسانات تصادفی است که از طریق یک فرآیند تصادفی نهفته[10] عمل می‌کند. این روش دو فرآیند مجزا را برای نویز مشاهدات پنهان و نوسانات آنها فرض می‌کند. گیبسن و شوارتز (۱۹۹۰) در انتشار این مدل‌ها، که فرآیندهای انتشار در قیمت‌گذاری را در نظر می‌گیرند، نقش اصلی داشته و مدلی دو عاملی ارائه کردند (Gibson & Schwartz, 1990). در ادامه فیلیپس و همکاران (۲۰۱۱) آزمون ریشه واحد مبنا را از طریق انجام متوالی آزمون ریشه واحد برای بخش‌های مختلف سری زمانی ("پنجره") و مقایسه سوپریمم آماره ADF (SADF) با مقادیر بحرانی مشتق شده، تعمیم دادند (Phillips et al., 2011). آنها وجود

[10] Random processes latent

تغییرات در طبیعت فرآیندهای تصادفی از گام تصادفی تا رفتار انفجاری را در یک زمان نامشخص آزمون می‌کنند. فیلیپس و همکاران (۲۰۱۵a، ۲۰۱۵b) بیان کردند آزمون SADF توانایی کمی در کشف وجود حباب‌های چندگانه دارد؛ چراکه حباب‌های انفجاری تک دوره‌ای بحث شده تنها یک مورد خاص از حباب‌های رخ داده هستند. آنها آزمون GSADF را که در واقع SADF تعمیم‌یافته است، از طریق تصریح قابل انعطاف‌تری از اندازه پنجره‌ها گسترش دادند (Phillips et al., 2015a, 2015b).

برتلسن (۲۰۱۹) روش‌های قانون لگاریتم نمایی متناوب[11] (LPPL) و آزمون سوپریموم دیکی فولر (SADF) را برای تأیید یا رد وجود حباب در شبیه سازی‌های مختلف سری زمانی با یکدیگر مقایسه کرد (Bertelsen, 2019). نتایج آنها نشان داد که آزمون GSADF استاندارد در زمان قید همبستگی سریالی، بیش از حد بزرگ می‌شود و این تاییدی بر یافته‌های پیشین است. این ایراد را می‌توان از طریق توزیع مجدد مقادیر بحرانی رفع نمود. همچنین نتایج نشان داد که هر دونوع آزمون GSADF در حالت مقید شدن به همبستگی سریالی، ایراد بیش از اندازه بزرگ شدن را خواهند داشت. روش LPPL نتایج امیدوار کننده‌ای نشان داد اما این نتایج به شدت به فرمول نوشته شده وابسته است. رانکو رویز (۲۰۲۰) با استفاده از روش GSADF، توانایی توزیع نرمال معکوس گاوسی[12] (NIG) را برای مطابقت با بازده هشت سهام توسعه داد. علاوه بر این یک روش خوشه‌بندی مبتنی بر مدل را از مدل مخلوط گاوسی[13] برای دسته بندی حباب های قیمت دارایی کردند (Franco Ruiz, 2020).

۳- پیشینه تحقیق

تجزیه و تحلیل ساختاری حباب قیمت دارایی از ۱۹۷۹ با مطالعه بلانچارد آغاز شده است (Olivier Jean Blanchard, 1979). براساس این مطالعه تصمیمات منطقی در یک محیط پویای تصادفی می‌تواند مسیری از قیمت دارایی را ایجاد کند که نمایانگر رفتار انفجاری باشد. بلانچارد و واتسون (۱۹۸۲) این مدل را با استفاده از احتمال انفجار برونزای

[11] Log Periodic Power Law

[12] Normal Inverse Gaussian distribution

[13] the Gaussian mixture model

حباب تعمیم داده و چندین آزمون تجربی برای کشف حباب‌های انفجاری از این نوع ارائه کردند (Olivier J Blanchard & Watson, 1982; Nasrollahi, Jalali, & Hatefi Madjumerd, 2017). دیبا و گروسمن (۱۹۸۸) این نظریه را خلاصه کرده و برخی از ویژگی‌های اساسی از حباب‌ها را استخراج کردند (Diba & Grossman, 1988). آزمون‌های انفجاری دوره‌ای حباب‌ها براساس برآورد مدل‌های تغییر رژیم پارامتریک[۱۴] توسط محققانی چون میییس (۱۹۸۶)، وست (۱۹۸۷)، ایوانز (۱۹۹۱)، ون نوردن و شالر (۱۹۹۳) و بوهل (۲۰۰۳) ارائه شده است (Bohl, 2003; Evans, 1991; Meese, 1986; Van Norden & Schaller, 1993; West, 1987). نمونه اخیر کاربرد این روش در سری‌های نرخ ارز را می‌توان در مطالعه مالدونادو و همکاران (۲۰۱۲،۲۰۱۸) مشاهده نمود (Maldonado, Tourinho, & Valli, 2012).

قیمت نفت نیز از جمله مباحثی است که تغییرات آن تاکنون در مطالعات فراوانی مدنظر قرار گرفته است. از این میان می‌توان به مطالعات همیلتون (۲۰۰۹)، کیلیان و مورفی (۲۰۱۴)، سینگلیتون (۲۰۱۴)، پاولیدیس و همکاران (۲۰۱۸) اشاره کرد. از نظر آریزکی و بلانچارد (۲۰۱۴) علت کاهش قیمت نفت، تبعات ناشی از افزایش عرضه نفت شل آمریکاست (Arezki & Blanchard, 2014; Hamilton, 2009; Kilian & Murphy, 2014; Pavlidis, Paya, & Peel, 2018; Singleton, 2014).

المواداف (۲۰۱۷) از آزمون GSADF برای تعیین دوره‌های حبابی در بازارهای مرزی آفریقا، مصر، مراکش، غنا، کنیا، نیجریه، موریس و تونس استفاده کرد. نتایج آزمون GSADF وجود حباب‌های چندگانه در بازار در کشورهای بوتسوانا، مصر، غنا، کنیا، نیجریه و تونس را تأیید کرد. برای بازار نیجریه چهار دوره رونق با حباب سال ۲۰۰۷ مرتبط بود (Almudhaf, 2017).

---

[۱۴] آزمون‌های پارامتریک را می‌توان از موثرترین آزمون‌ها دانست که در قالب موارد در تعمیم نتایج حاصل از گروه نمونه به جامعه آماری مورد استفاده قرار می‌گیرند. مشروط بر اینکه پیش‌فرض‌های زیر در مورد آنها رعایت شوند:

۱-هریک از موارد مشاهده شده مستقل است یعنی انتخاب یک مورد به انتخاب هیچ مورد دیگری وابسته نیست.

۲-واریانس نمونه‌ها برابر یا تقریباً برابر است. رعایت این نکته در نمونه‌های با حجم کم اهمیت بیشتری دارد.

۳-توصیف متغیرها براساس مقیاس‌های نسبی و یا فاصله‌ای انجام می‌گیرد.

شارما و اسکوباری (۲۰۱۸) با استفاده از روش SADF به شناسایی دوره حباب قیمت در نفت خام، روغن، گاز طبیعی و سوخت جت پرداختند. به طور کلی شواهد بیانگر وجود رفتار حباب انفجاری در هر یک از آنها است (Phan, Sharma, & Narayan, 2015).

لیو و لی (۲۰۱۸) با استفاده از آزمون های ریشه واحد به بررسی شروع و پایان حباب های احتمالی در بازار نفت، زغال سنگ و بنزین واحد پرداختند. مزیت عمده این روش این است که اجازه می‌دهد ساختار غیرخطی را مورد بررسی قرار دهد و در حین بررسی وجود احتمالی شکست های ساختاری متعدد ناشی از این حباب‌ها را نیز بررسی کند. شواهد نشان می‌دهد که فرضیه بازار کارا در اکثر بازارهای انرژی برقرار نبوده است. آنها بیان می‌کنند که قیمت بازار بنزین بی ثبات بوده و سرمایه گذاران در بازارهای بنزین نسبت به سرمایه گذارانی که وارد بازارهای زغال سنگ و نفت می‌شوند فرصت‌های سفته بازی بیشتری دارند. علاوه بر این، رابطه قیمت زغال سنگ و بنزین و همچنین رابطه قیمت نفت خام و زغال سنگ دارای پیوند ضعیفی است و حباب‌های موجود بر تعاملات بازارهای نفت و بنزین تأثیرگذار است (Liu & Lee, 2018).

همچنین، ایلیاسو و همکاران (۲۰۱۹) بورس اوراق بهادار ملی[15] (NSE) را از نظر سرایت حباب از بازار سهام جهانی قبل از مارس ۲۰۰۸ بررسی کرده و چنین نتیجه گرفتند که سرایت حباب در بازار سهام جهانی رخ داده است. علاوه بر این، نشان دادند که سرایت به NSE حدود ۵ ماه طول کشید و منجر به این نتیجه‌گیری شد که مشارکت سرمایه گذاران خارجی از طریق ورود پرتفوی نیز به تشدید قیمت و رونق بعدی کمک می-کند (Iliyasu, Rafindadi Sanusi, & Suleiman, 2019). از سوی دیگر ایلیاسو و سابا (۲۰۱۹) NSE را برای رخداد حباب‌های[16] یگانه از ژانویه ۲۰۱۰ تا دسامبر ۲۰۱۷ مورد بررسی قرار داده و هیچ شواهدی از رخداد حباب پیدا نکردند و از این رو نتوانستند به این نتیجه دست یابند که حباب اثری بر قیمت سهام NSE داشته است (Iliyasu & Saba, 2019).

---

[15] National Stock Exchange

[16] رخداد حباب به معنی وقوع افزایش یا کاهش‌های خارج از محدوده متعارف در بازاری خاص یا در قیمت یک کالاست.

لاوال و همکاران (۲۰۱۹) با استفاده از تکنیک اکونوفیزیک دامنه فرکانس که توانایی شناسایی رفتار انفجاری و حباب در قیمت نفت را دارد به بررسی وجود حباب‌های منطقی برای سه بازار بزرگ آتی نفت (WTI، Brent و OPEC) پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که این سه بازار در چهار دوره مشخص حباب را تجربه کرده‌اندکه هر یک از آنها را می‌توان با استفاده از وقایع ژئوپلیتیکی[۱۷]، جنگ و اقتصاد تفسیرکرد. علاوه بر این نتیجه گرفتند که وجود حباب‌ها دارای پیامدهای اقتصادی مانند از دست دادن رفاه در پی تحریف قیمت‌ها و بی‌ثباتی اقتصادی در میان سایر عواقب است (Lawal et al., 2019).

کافمن و کانلی (۲۰۲۰) به بررسی رژیم‌های قیمت نفت و نقش آنها در انحراف قیمت نفت از قیمت پایه بازار پرداختند. نتایج این مطالعه نشان دهنده ۹ رژیم قیمتی است که با منافع کشورهای عضو اوپک طی عرضه نهایی نفت خام، قانون انرژی آمریکا، شوک احتیاطی تقاضا[۱۸]، بهار عربی[۱۹] و حباب‌های سفته‌بازانه[۲۰] سازگاری دارد. این حباب‌ها قیمت واقعی نفت را در ۲۰۰۷-۲۰۰۸ به ۱۴٫۳۱ دلار و در ۲۰۱۰-۲۰۱۱ به ۴٫۶۵ دلار در هر بشکه رسیده است (Kaufmann & Connelly, 2020).

در مجموع می‌توان چنین بیان کرد که بسیاری از مطالعاتی که تاکنون به بررسی حباب‌های قیمتی پرداخته‌اند، به دلایل مختلفی مقبول واقع نشده‌اند. عمده این انتقادها به دلیل قدرت پایین آزمون‌های مورد استفاده در تشخیص صحیح حباب‌ها بوده است. از اولین مطالعات انجام شده در این زمینه، می‌توان به آزمون کران واریانس شیلر و آزمون دومرحله‌ای وست اشاره کرد. پس از آن جهت کشف حباب‌های قیمتی از آزمون ریشه واحد و آزمون هم‌انباشتگی استفاده شد؛ اما این آزمون‌ها از منظر تجربی به نتایجی متناقض در مورد وجود و یا عدم وجود حباب‌های قیمتی دست یافته‌اند. ایوانز (۱۹۹۱) بیان کرد که روش‌های فوق زمانی که داده‌های نمونه با فروپاشی و ریزش دوره‌های حبابی مواجه می‌شوند، قادر به کشف حباب نمی‌باشند. به معنای دیگر، این آزمون‌ها از شناسایی

---

[۱۷] منظور وقایعی است که جغرافیای سیاسی هر منطقه را شامل می‌شود.

[18] Demand Precautionary Shock

[۱۹] تحولات سیاسی موسوم به بهار عربی از پایان سال ۲۰۱۰ در برخی کشورهای عربی آغاز و سرنگونی حکومت در برخی کشورها همچون مصر، لیبی و تونس را در پی داشت.

[۲۰] به شکل گیری و گسترش حباب ناشی از رفتار سفته‌بازانی که به دنبال کسب سود از تفاوت قیمت در معاملات هستند، گفته می‌شود.

قسمتی مهمی از روند حباب که همان انفجار و ریزش آن است، ناتوانند. علاوه بر این این آزمون‌ها در روند خطی درست هستند؛ حال آنکه در دنیای واقعی احتمال تبعیت حباب‌های قیمتی از روندی غیرخطی وجود دارد. با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو نشان داده شد که روش‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی (که تا آن زمان بسیار مورد استفاده قرار می‌گرفت) در فرآیندهای غیرخطی با خطای تصریح مواجه می‌باشند (Evans, 1991). وجود معایب اینچنینی باعث مطرح شدن روش‌های دیگری همچون آزمون سوپریمم دیکی- فولر تعمیم‌یافته (GSADF) توسط فیلیپس و همکاران (۲۰۱۲) گردید. در این روش ضمن تشخیص حباب‌های چندگانه، امکان وارد کردن پویایی‌های غیرخطی در سری زمانی وجود خواهد داشت. با توجه به عدم توانایی روش‌های مذکور، در مطالعه حاضر از آزمون سوپریمم دیکی- فولر تعمیم یافته استفاده شده است. این روش نسبت به روش‌های دیگر این مزیت را دارد که ضمن تشخیص حباب‌های چندگانه، این امکان را فراهم می‌سازد که بتوان پویایی‌های غیرخطی را وارد مدل نمود (Shahabadi, Motamedd, & Chayani, 2022).

۴- روش تحقیق

جامعه آماری مطالعه حاضر کلیه اطلاعات در مورد قیمت نفت و نمونه مورد بررسی قیمت نفت سنگین کشورهای ایران، عمان و نفت برنت و وست تگزاس است. نرم‌افزار مورد استفاده در این مطالعه نرم‌افزار EViews می‌باشد.

۴-۱- داده‌ها و متغیرهای تحقیق

این پژوهش از داده های ماهانه قیمت نفت برنت، وست تگزاس، نفت سنگین ایران و عمان استفاده شده که شامل بازه ۰۱/ ۱۹۸۰ تا ۰۶/ ۲۰۱۸ است. دوره مورد بررسی از حیث وقوع وقایع برون‌زای مهم که می‌تواند اثراتی بر بازارهای جهانی به ویژه بازار نفت داشته باشد، انتخاب و مورد آزمون واقع شد. این دوره شامل بحران ۱۹۸۶ اوپک، جنگ ۱۹۹۰-۱۹۹۱ خلیج فارس، بحران مالی آسیا در سال‌های ۱۹۹۷ و ۱۹۹۸، حمله تروریستی به برج‌های دوقلوی تجارت جهانی در ۱۱ سپامبر ۲۰۰۱، بحران ونزوئلا و حمله عراق در ۰۳-۲۰۰۲، افزایش مالی شدن بازارهای آتی نفت از ۲۰۰۴، اعلان عرضه نفت اوپک در سال‌های ۲۰۰۸ و ۲۰۱۴ و از همه مهمتر بحران مالی جهانی در ۰۸-۲۰۰۷ اشاره کرد.

هنگامی‌که بازه مورد مطالعه طولانی باشد؛ احتمال وقوع حباب‌های چندگانه قیمت در داده‌ها بیشتر می‌شود؛ اما تعیین حباب چندگانه بسیار دشوارتر از تعیین حباب یگانه است زیرا که ساختار و قالب حباب چندگانه، غیرخطی است. در این راستا فیلیپس و همکاران (۲۰۱۳) یک چارچوب برای حل این مسئله ارائه کردند. فرآیند گام تصادفی تحت روش PSY بصورت زیر است:

$$y_t = dT^{-\eta} + \theta y_{t-1} + e_t \;,\; e_t \sim N(0,\sigma^2),\; \theta = 1 \qquad (۱)$$

که d یک مقدار ثابت، η ضریبی است که در صورتی که اگر اندازه نمونه (T) به سمت بی‌نهایت میل کند، مقدار رانش را نشان می‌دهد و ε_t بیانگر خطای معادله است.

$$y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \sum^{p} \phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

بطوری‌که y_t متغیر مورد بررسی، μ عرض از مبدأ، p بیانگر ماکزیمم تعداد وقفه‌هاست. فیلیپس و همکاران (۲۰۱۱) تابع غیرخطی r_0 را به صورت زیر معرفی کردند (Phillips et al., 2011):

$$SADF(r_0) = \sup_{r_2 \in [r_0,1]} ADF_0^{r_2} \qquad (۳)$$

$$GSADF(r_0) = \sup_{\substack{r_1 \in [0, r_2 - r_0] \\ r_2 \in [r_0,1]}} ADF_{r_1}^{r_2} \qquad (۴)$$

به طوری که:

$$ADF_0^{r_2} = \frac{\int_0^{r_2} \tilde{W} dW}{\left(\int_0^{r_2} \tilde{W} dW \right)^{\frac{1}{2}}} \qquad (۵)$$

که در آن، W و $\tilde{W}$ از الگوی فرآیند براونی استاندارد پیروی می‌کند:

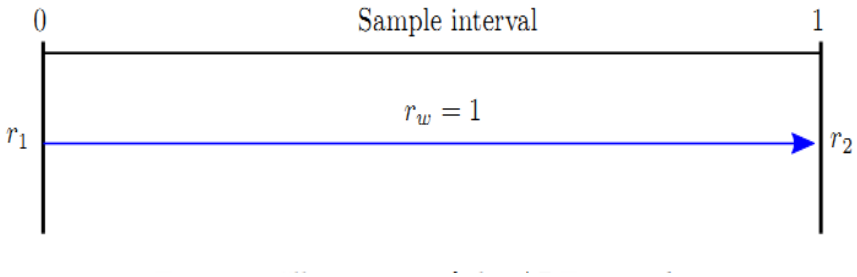
$$\tilde{W}(r_2) = W(r_2) - (\frac{1}{r_2}) \int_0^{r_2} W dW \qquad (۶)$$

همچنین:

$$ADF_{r_1}^{r_2} = \frac{\frac{1}{2} r_w [W(r_2)^2 - W(r_1)^2 - r_w] - \int_{r_1}^{r_2} W(r) dr [W(r_2) - W(r_1)]}{r_w^{\frac{1}{2}} \left\{ r_w \int_{r_1}^{r_2} W(r)^2 dr - \left[\int_{r_1}^{r_2} W(r) dr \right]^2 \right\}^{\frac{1}{2}}}$$

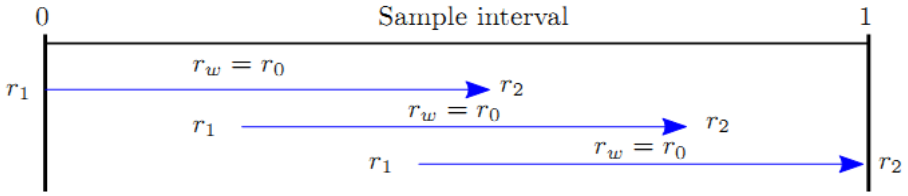
تمایز بین آزمون‌های RTADF مرتبط با نحوه جایگذاری r_1 و r_2 است. بر این اساس در ادامه به بررسی آزمون‌های ریشه واحد ADF استاندارد، ADF غلطان، SADF و GSADF پرداخته خواهد شد.

r_1 و r_2 در آزمون ریشه واحد ADF استاندارد ثابت و به ترتیب برابر اولین و آخرین مشاهده نمونه است؛ بنابراین $r_w = r_0 = 1$.



نمودار ۱. دیکی فولر تعمیم یافته
مأخذ:کاسپی، ۲۰۱۴.
Figure 1. Augmented Dickey Fuller Test
Source:(Caspi, 2014).

اما در آزمون دیکی فولر پنجره غلطان[۲۱] ساختار به‌گونه ای دیگر است؛ که در **نمودار ۲** می‌توان مشاهده نمود.



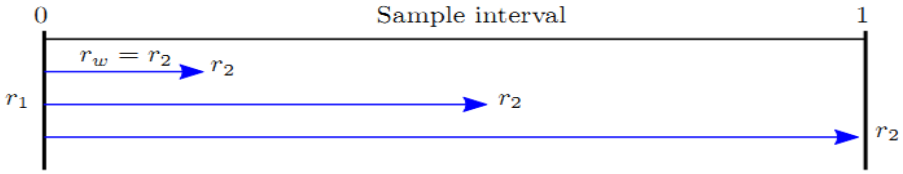
نمودار ۲. نمایش فرآیند ADF غلطان
مأخذ:کاسپی، ۲۰۱۴.
Figure 2. Rolling Augmented Dickey Fuller Test
Source:(Caspi, 2014).

تعریف آماره SADF بیانگر سوپریموم در میان کلیه آماره‌های ADF_{r_2} مرتبط با هر پنجره است:

[21] Rolling window ADF

(۷)

$$SADF(r_0) = \sup \left\{ ADF_{r_2} \right\}$$



نمودار ۳.نمایش فرآیند SADF
مأخذ:کاسپی، ۲۰۱۴.
Figure 3. Supremum ADF
Source:(Caspi, 2014).

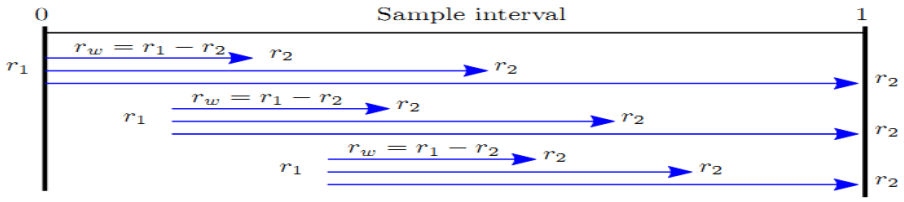
متدولوژی GSADF[۲۲] مبتنی بر تعمیم آزمون SADF است[۲۳]. این آزمون نیز مبتنی بر محاسبه آماره‌های ADF است اما نقطه شروع هم ثابت و هم متغیر است. (**نمودار ٤** مشاهده شود). آماره GSADF عبارت است از سوپریموم در میان کلیه آماره‌های ADF_{r_2} مرتبط با هر پنجره یا به عبارت دیگر:

(۸)

$$GSADF(r_0) = \sup \left\{ ADF_{r_2} \right\}$$

[22] Generalized SADF (GSADF)

[۲۳] این آزمون توسط *PSY* ارائه شده است.



نمودار ٤.نمایش فرآیندGSADF
مأخذ:کاسپی، ۲۰۱۴.
Figure 4. Generalized Supremum ADF
Source:(Caspi, 2014).

یافته‌های تحقیق

در **جدول ۱**، فرضیه صفر آزمون‌های کشف حباب مبتنی بر ریشه واحد و فرضیه دیگر مبتنی بر رخداد حباب است. نتایج هر چهار آزمون، نشان می‌دهد که فرضیه وجود ریشه واحد رد می‌شود. به عبارت دیگر نتایج به طور کلی بیانگر وجود حباب در نفت سنگین ایران، نفت عمان، نفت وست تگزاس و برنت در دوره زمانی مورد بررسی است (لازم به ذکر است که کلیه آزمون‌ها و تخمین‌های این تحقیق با استفاده از نرم افزار *EViews* صورت پذیرفته است).

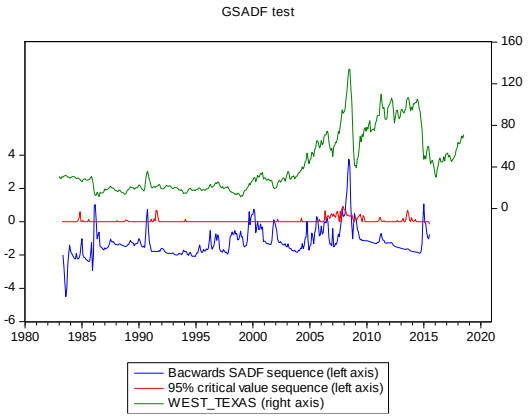
جدول ۱.آزمون‌های کشف حباب
مأخذ: محاسبات پژوهش

Tabel 1. Bubble detection tests
Source: Research calculation

آماره شاخص	ADF	RADF	SADF	GSADF
نفت سنگین ایران	-۲/۱۷ (۰/۵۰)	۳/۰۰ (۰/۰۰)	۳/۸۳ (۰/۰۰)	۳/۹۷ (۰/۰۰)
نفت عمان	۲/۱۳ (۰/۴۸)	۲/۳۴ (۰/۰۰)	۴/۶۴ (۰/۰۰)	۴/۷۳ (۰/۰۰)
نفت وست تگزاس	-۲/۳۲ (۰/۵۹)	۱/۰۶ (۰/۰۴)	۳/۶۵ (۰/۰۰)	۳/۷۴ (۰/۰۰)
برنت	-۱/۲۲ (۰/۳۲)	۱/۲۱ (۰/۰۱)	۳/۲۹ (۰/۰۰)	۳/۴۲ (۰/۰۰)

در ادامه، محدوده زمانی حباب مشخص می‌شود. در **نمودار ۱** و **نمودار ۲** منحنی فوقانی (رنگ سبز) نشان دهنده شاخص مورد نظر (نفت سنگین ایران، نفت عمان، نفت وست تگزاس

و برنت)، منحنی میانی (رنگ قرمز) بیانگر مقادیر بحرانی در سطح ۵٪ و منحنی تحتانی (رنگ آبی) نشان دهنده آماره‌ی آزمون *GSADF* است.

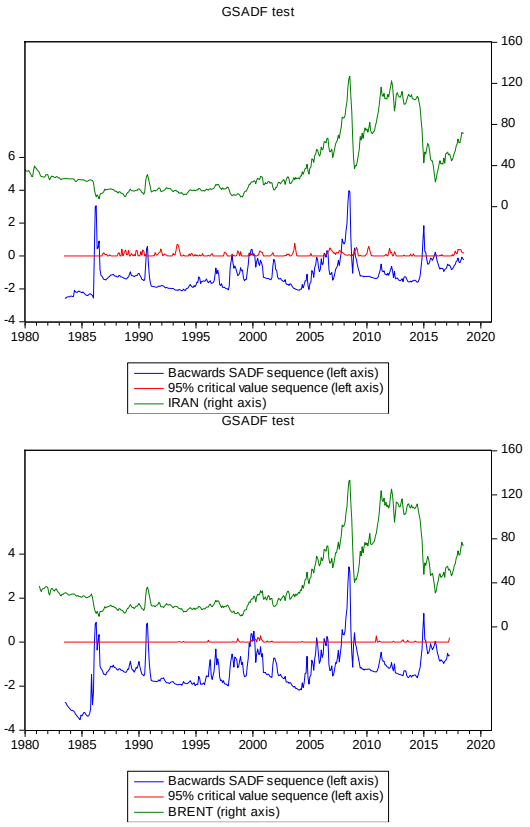


نمودار ۵.نفت وست تگزاس

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Figure 5. West Texas oil

Source: Research calculation

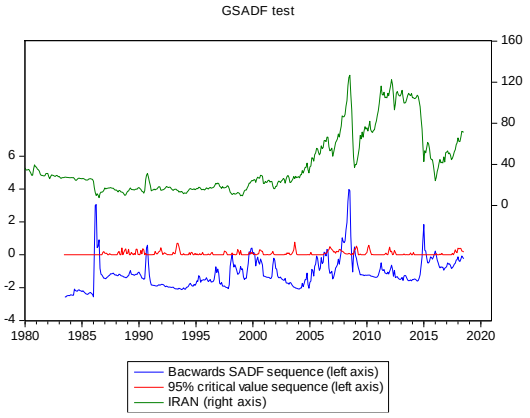


نمودار ٦. نفت برنت

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Figure 6. Brent oil

Source: Research calculation

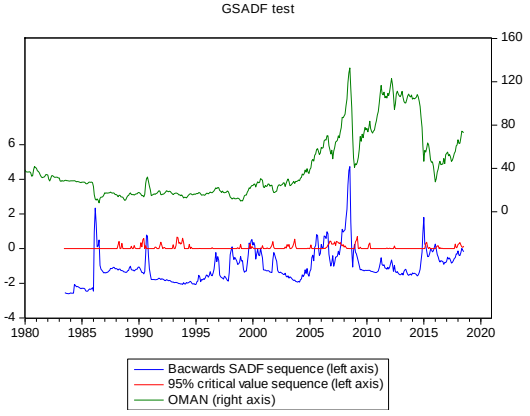


نمودار ۷.نفت سنگین ایران

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Figure 7. Iranian heavy oil

Source: Research calculation



نمودار ۸.نفت عمان

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Figure 8. Oman oil

Source: Research calculation

توجه داشته باشید که حباب ها می‌توانند مثبت یا منفی باشند. حباب‌های مثبت به دوره‌های زمانی گفته می‌شود که در آن شاخص مورد بررسی به صورت انفجاری افزایش

می‌یابد. حباب‌های منفی نیز به دوره‌هایی اطلاق می‌شود که شاخص با سرعت فزاینده‌ای در حال کاهش باشد. عموماً حباب‌های مثبت بیشتر از حباب‌های منفی هستند و طول عمر بیشتری دارند (گومزگونزالز و همکاران[۲۴]، ۲۰۱۸).

با توجه به نتایج نمودارهای GSADF، نکات زیر استنباط می‌شود:

نفت ایران:

- نه دوره حباب وجود دارد. حباب‌های اول تا نهم به ترتیب تقریباً برابر ۷، ۴، ۱، ۷، ۲، ۲، ۱۲، ۵ و ۴ ماه طول کشیده است.
- نفت ایران در بازه‌های زمانی۱۹۸۶:۰۶ تا ۱۹۹۰:۰۹، ۱۹۹۰:۱۲ تا ۱۹۹۸:۰۳ ؛ ۱۹۹۸:۰۴ تا۱۹۹۰:۱۰؛ ۲۰۰۰:۰۴ تا ۲۰۰۶:۰۴؛ ۲۰۰۶:۰۷ تا ۲۰۰۷:۱۰ ؛ ۲۰۰۹:۰۱ تا ۲۰۱۴:۱۱ و ۲۰۱۶:۰۳ تا ۲۰۱۸:۰۷ بدون حباب بوده است.
- ۴۴ درصد از حباب‌ها از نوع حباب چندگانه و ۵۶ درصد از نوع حباب یگانه هستند.

نفت برنت:

- ده دوره حباب وجود دارد. حباب‌های اول تا دهم به ترتیب تقریباً برابر ۵، ۲، ۴، ۶، ۲، ۲، ۲، ۱۲، ۲ و ۶ ماه طول کشیده است.
- نفت برنت در بازه‌های زمانی۱۹۸۶:۰۷ تا ۱۹۹۰:۰۸، ۱۹۹۱:۱۰ تا ۱۹۹۱:۱۱؛ ۲۰۰۰:۰۴ تا ۲۰۰۵:۰۸؛ ۲۰۰۵:۰۴ تا ۲۰۰۶:۰۵؛ ۲۰۰۶:۰۹ تا ۲۰۰۷:۱۰ ؛ ۲۰۰۸:۱۰ تا ۲۰۰۸:۱۲؛ ۲۰۰۹:۰۲ تا ۲۰۱۴:۱۲ و ۲۰۱۵:۰۴تا ۲۰۱۷:۰۳ بدون حباب بوده است.
- ۵۰ درصد از حباب‌ها از نوع حباب چندگانه و ۵۰ درصد از نوع حباب یگانه هستند.

نفت عمان:

- نه دوره حباب وجود دارد. حباب‌های اول تا نهم به ترتیب تقریباً برابر ۶، ۴، ۳، ۹، ۵، ۶، ۱۲، ۵ و ۳ ماه طول کشیده است.

[24] Gomez-Gonzalez et al

- نفت عمان در بازه‌های زمانی۱۹۸۶:۰۸ تا ۱۹۹۰:۰۹، ۱۹۹۰:۱۲ تا ۱۹۹۹:۱۰ ؛ ۲۰۰۰:۰۴ تا ۲۰۰۵:۰۷؛ ۲۰۰۶:۰۹ تا ۲۰۰۷:۱۰؛ ۲۰۰۸:۱۰ تا ۲۰۱۴:۱۱ ؛ ۲۰۱۵:۰۵ تا ۲۰۱۵:۱۲و ۲۰۱۶:۰۲ تا ۲۰۱۸:۰۷ بدون حباب بوده است.
- ۳۷ درصد از حباب‌ها از نوع حباب چندگانه و ۶۳ درصد از نوع حباب یگانه هستند.

نفت وست تگزاس:

- هشت دوره حبابی وجود دارد. حباب‌های اول تا هشتم به ترتیب تقریباً برابر ۴، ۳، ۹، ۲، ۱، ۱، ۹، ۱ و ۲ ماه طول کشیده است.
- نفت وست تگزاس در بازه‌های زمانی۱۹۸۶:۰۴ تا ۱۹۹۰:۰۹، ۱۹۹۰:۱۱ تا ۱۹۹۹:۰۸؛ ۲۰۰۰:۰۴ تا ۲۰۰۵:۰۹؛ ۲۰۰۶:۰۸ تا ۲۰۰۸:۰۱؛ ۲۰۰۹:۰۲ تا ۲۰۱۴:۱۲ ؛ ۲۰۰۸:۱۰ تا ۲۰۱۵:۰۱؛ ۲۰۰۹:۰۲ تا ۲۰۱۵:۰۷ بدون حباب بوده است.
- ۲۵ درصد از حباب‌ها از نوع حباب چندگانه و ۷۵ درصد از نوع حباب یگانه هستند.

جدول ۲. بازه زمانی رخداد حباب
مأخذ: محاسبات پژوهش

Tabel 2. Bubble event time interval
Source: Research calculation

شاخص	بازه حبابی	ساختار حباب	شروع	انفجار	محو کامل
نفت سنگین ایران	دوره حبابی اول	چندگانه	۱۹۸۶/۰۲	۱۹۸۶/۰۴	۱۹۸۶/۰۸
	دوره حبابی دوم	یگانه	۱۹۹۰/۰۹	۱۹۹۰/۱۰	۱۹۹۰/۱۲
	دوره حبابی سوم	یگانه	۱۹۹۸/۰۳	۱۹۹۸/۰۳	۱۹۹۸/۰۳
	دوره حبابی چهارم	چندگانه	۱۹۹۹/۰۸	۱۹۹۹/۱۲	۲۰۰۰/۰۳
	دوره حبابی پنجم	یگانه	۲۰۰۶/۰۴	۲۰۰۶/۰۵	۲۰۰۶/۰۵
	دوره حبابی ششم	یگانه	۲۰۰۶/۰۷	۲۰۰۶/۰۷	۲۰۰۶/۰۸
	دوره حبابی هفتم	چندگانه	۲۰۰۷/۱۰	۲۰۰۸/۰۶	۲۰۰۸/۰۹
	دوره حبابی هشتم	چندگانه	۲۰۱۴/۱۱	۲۰۱۵/۰۱	۲۰۱۵/۰۴
	دوره حبابی نهم	یگانه	۲۰۱۵/۱۱	۲۰۱۶/۰۱	۲۰۱۶/۰۲
نفت برنت	دوره حبابی اول	چندگانه	۱۹۸۶/۰۲	۱۹۸۶/۰۴	۱۹۸۶/۰۶
	دوره حبابی دوم	یگانه	۱۹۸۶/۰۶	۱۹۸۶/۰۷	۱۹۸۶/۰۷
	دوره حبابی سوم	یگانه	۱۹۹۰/۰۸	۱۹۹۰/۱۰	۱۹۹۰/۱۱

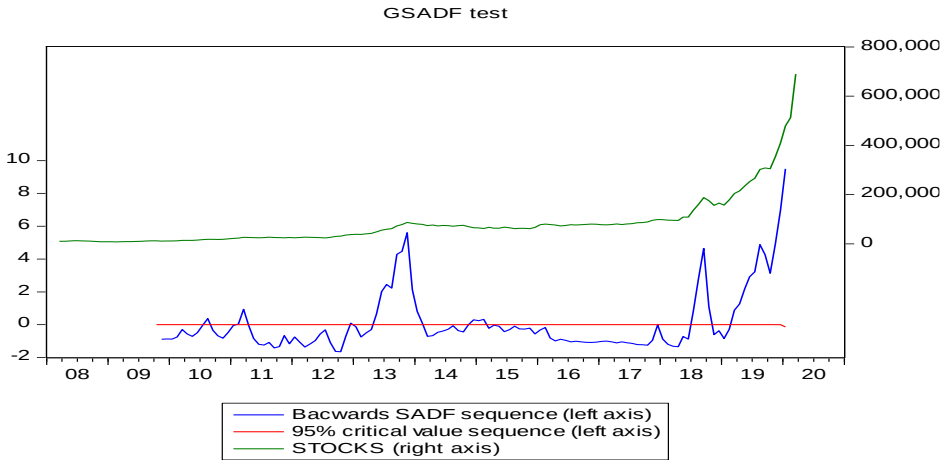
	دوره حبابی چهارم	چندگانه	۱۹۹۹/۱۰	۲۰۰۰/۰۲	۲۰۰۰/۰۳
	دوره حبابی پنجم	یگانه	۲۰۰۵/۰۸	۲۰۰۵/۰۸	۲۰۰۵/۰۹
	دوره حبابی ششم	یگانه	۲۰۰۶/۰۴	۲۰۰۶/۰۴	۲۰۰۶/۰۵
	دوره حبابی هفتم	چندگانه	۲۰۰۶/۰۷	۲۰۰۶/۰۷	۲۰۰۶/۰۸
	دوره حبابی هشتم	چندگانه	۲۰۰۷/۱۱	۲۰۰۸/۰۶	۲۰۰۸/۱۰
	دوره حبابی نهم	یگانه	۲۰۰۸/۱۲	۲۰۰۸/۱۲	۲۰۰۹/۰۱
	دوره حبابی دهم	چندگانه	۲۰۰۴/۱۱	۲۰۱۵/۰۱	۲۰۱۵/۰۴
نفت عمان	دوره حبابی اول	چندگانه	۱۹۸۶/۰۲	۱۹۸۶/۰۳	۱۹۸۶/۰۷
	دوره حبابی دوم	یگانه	۱۹۹۰/۰۹	۱۹۹۰/۱۰	۱۹۹۰/۱۲
	دوره حبابی سوم	یگانه	۱۹۹۸/۰۲	۱۹۹۸/۰۳	۱۹۹۸/۰۴
	دوره حبابی چهارم	چندگانه	۱۹۹۹/۰۸	۱۹۹۹/۱۲	۱۹۹۸/۰۴
	دوره حبابی پنجم	یگانه	۲۰۰۵/۰۶	۲۰۰۵/۰۸	۲۰۰۵/۱۰
	دوره حبابی ششم	چندگانه	۲۰۰۵/۱۲	۲۰۰۶/۰۷	۲۰۰۶/۰۹
	دوره حبابی هفتم	یگانه	۲۰۰۷/۱۰	۲۰۰۸/۰۷	۲۰۰۹/۰۹
	دوره حبابی هشتم	یگانه	۲۰۱۴/۱۱	۲۰۱۵/۰۱	۲۰۱۵/۰۳
	دوره حبابی نهم	یگانه	۲۰۱۵/۱۲	۲۰۱۶/۰۱	۲۰۱۶/۰۲
نفت وست تگزاس	دوره حبابی اول	یگانه	۱۹۸۶/۰۱	۱۹۸۶/۰۳	۱۹۸۶/۰۴
	دوره حبابی دوم	چندگانه	۱۹۹۹/۰۹	۱۹۹۰/۱۰	۱۹۹۰/۱۱
	دوره حبابی سوم	چندگانه	۱۹۹۹/۰۸	۲۰۰۰/۰۲	۲۰۰۰/۰۴
	دوره حبابی چهارم	یگانه	۲۰۰۱/۱۱	۲۰۰۱/۱۱	۲۰۰۱/۱۲
	دوره حبابی پنجم	یگانه	۲۰۰۵/۰۹	۲۰۰۵/۰۹	۲۰۰۵/۰۹
	دوره حبابی ششم	یگانه	۲۰۰۸/۰۲	۲۰۰۸/۰۶	۲۰۰۸/۱۰
	دوره حبابی هفتم	یگانه	۲۰۰۹/۰۱	۲۰۰۹/۰۱	۲۰۰۹/۰۱
	دوره حبابی هشتم	یگانه	۲۰۱۴/۱۲	۲۰۱۵/۰۱	۲۰۱۵/۰۱

نتایج آزمون GSADF در **نمودار ۱** تا **نمودار ٤** و **جدول ۲** ارائه شده است. شواهد بیانگر آن است که به طور کلی حباب‌ها در بازارهای مختلف، یکدیگر را پشتیبانی می‌کنند. وجود حباب‌های چندگانه در بازارهای نفت را با توجه به نتایج فوق می‌توان تأیید کرد. اولین حباب مشترک در بازار وست تگزاس از ژانویه ۱۹۸۶ شروع شده، و با وقفه‌ای کمتر از یک ماه، خود را در بازارهای نفت ایران، عمان و برنت از فوریه سال ۱۹۸۶ نشان می‌دهد. زمان اوج و محو اولین حباب اندکی با هم تفاوت دارند. این موضوع را می‌توان به دلایلی چون

هزینه انبارداری، مسافت، تکنولوژی کشورها و ... مرتبط دانست. دومین حباب مشترک بازار نفت در آگوست ۱۹۹۰ شروع و در بازارهای نفت برنت و وست تگزاس دو ماه بعد و در بازارهای نفت ایران و عمان، سه ماه پس از شروع، حباب محو شده است. ریشه رونق نفتی در این دوره به دو عامل مرتبط می‌شود: عامل اول وقوع جنگ خلیج فارس است که موجب افزایش شدید تقاضای نفت شد. عامل دوم نیز کاهش تولید کشورهای صادرکننده اوپک بود (کیلیان، ۲۰۰۶). حباب‌های تقریباً مشترک بعدی در بازه زمانی بین ۲۰۰۵ تا ۲۰۰۸ پدیدار شده‌اند. کارشناسان ریشه این رونق نفتی را عدم تعادل در عرضه و تقاضای نفت می‌دانند. در سال‌های مذکور میدان‌های نفتی که در سده قبل کشف و توسعه یافته بودند، در حال اتمام بود و از طرفی نیز میادین بزرگ نفتی نیز کشف نشده بود، عرضه کم نفت و افزایش تقاضای جهانی در پی رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه، قیمت نفت را به مقدار زیادی افزایش داد **(**Naser, 2015**)**. حباب‌های تقریباً مشترک بعدی در بازه زمانی ۲۰۱۴ تا ۲۰۱۵ رخ داده است. از عوامل وقوع این بحران‌ها می‌توان به وجود بحران هسته‌ای ایران و بحران‌های سیاسی در منطقه خاورمیانه نام برد. همچنین، حباب‌های مذکور را می‌توان ناشی از تهدیدهای متقابل ایران و امریکا نسبت به یکدیگر از قبیل تهدیدهای ایران به بستن تنگه هرمز و استقرار ناوهای آمریکایی در خلیج فارس دانست. در تحلیل نتایج باید تاکید کرد که به طور کلی سرمایه‌گذاران، به نفت از منظر دارایی مالی نگاه می‌کنند نه کالایی مصرفی؛ دلیل این موضوع نیز آن است که نفت را با هدف دستیابی به سود خریداری می‌کنند. بنابراین مکانیسم عرضه و تقاضا در بیشتر مواقع نمی‌توانند نوسانات بازار را توضیح دهند **(**Gürkaynak, 2008**)**. اما تغییراتی که ناشی از وقایع سیاسی مانند تهدیدهای متقابل ایران و امریکا نسبت به یکدیگر از قبیل تهدیدهای ایران به بستن تنگه هرمز و استقرار ناوهای آمریکایی در خلیج فارس نشان می‌دهد که چنین وقایعی اثراتی بلندمدتی بر قیمت‌های نفت نخواهند گذاشت. در منطقه خاورمیانه، شروع یک بحران سیاسی منجر به افزایش قیمت‌های نفت می‌شود. این موضوع علاوه بر اینکه منجر به افزایش هزینه انبارداری می‌شود؛ می تواند انتظارات فزاینده نسبت به قیمت آتی نفت ار ایجاد کند. با گسترش بحران سیاسی، در دسترس بودن نفت در آینده، مورد شک واقع شده و فعالان بازار نیز با تشکیل صف خرید، نااطمینانی را افزایش داده و موجب افزایش قیمت‌های آتی نفت می‌شوند. اثر تحولات

قیمت نفت خام بر متغیرهای اقتصاد کلان، مالی و سایر موضوعات به طور گسترده مورد بررسی قرار گرفته است (Alola, 2021; Baumeister & Kilian, 2016; Bernanke, 2016; Cooper, 2003; Kilian, 2008; Phan et al., 2015).

برنانکه (۲۰۱۶) بیان می‌کند که تحولات قیمت نفت و سهام بسیار به هم مرتبط هستند. برای مثال اشاره می‌کند سال ۲۰۰۸ و اواخر ۲۰۱۴، افت شدید قیمت نفت خام تا حد زیادی با بحران مالی و رکود بزرگ همراه بود. این گزارش اشاره می‌کند که که اخیراً افت قیمت سهام نیز از روند قیمت‌های نفت تبعیت می‌کند (Bernanke, 2016). در این چارچوب، در ادامه به بررسی تحولات حبابی در بازار اوراق بهادار تهران پرداخته می‌شود.



نمودار ۹.بازار اوراق بهادار تهران
مأخذ: محاسبات پژوهش
Figure 9. Tehran stock market
Source: Research calculation

بررسی بازار اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۲۰۰۸-۲۰۲۰ نشان می‌دهد که شش دوره حبابی را تجربه کرده است. حباب اول در اکتبر ۲۰۱۰ آغاز، در ماه بعد در نوامبر ۲۰۱۰ به اوج و سپس در دسامبر ۲۰۱۰ بازار عاری از حباب می‌شود. حباب دوم در فوریه ۲۰۱۱

شروع، در ماه بعد در مارس ۲۰۱۱ به اوج و سپس در آوریل ۲۰۱۱ بازار بدون حباب می‌شود.[۲۵]. عده‌ای از کارشناسان بیان می‌کنند که علت اصلی رشد شاخص در نتیجه افزایش قیمت جهانی کالا، افزایش منفعت و چشم‌انداز مناسب بنگاه‌های اقتصادی بوده است؛ عده‌ای دیگر از کارشناسان معتقدند رکود در بازارهای دیگر و جاری شدن نقدینگی پس‌انداز به سمت بورس، می‌تواند منجر به حبابی شدن بازار شده باشد. حباب سوم در آوریل ۲۰۱۳ شروع و پس از هفت ماه در نوامبر ۲۰۱۳ به اوج و سپس در فوریه ۲۰۱۴ بازار بدون حباب می‌شود. در این سال تمام نماگرهاي بورس تهران مانند میزان بازده سرمایه‌گذاري،گردش معاملات ، تعداد دفعات معاملات، حجم معاملات، ارزش معاملات، ، شاخص بورس و ارزش بورس تهران به‌طور پی در پی قله‌های جدیدی را فتح کرد. می توان گفت که رشد شاخص بورس تهران در سال ۲۰۱۲ در حالي به ۱۱ درصد محدود شد که این شاخص در سال ۲۰۱۳ با رشد ۸۵ درصدي مواجه شد. حباب چهارم در نوامبر ۲۰۱۴ شروع و پس از چهار ماه بعد در فوریه ۲۰۱۵ به اوج و سپس در مارس ۲۰۱۵ بازار بدون حباب می‌شود. شوک هزینه بنگاه‌های بورسی به دلیل افزایش قیمت کالاهای مصرفی و مواد اولیه مصرفی شرکت‌های بورسی است. حباب پنجم در جولای ۲۰۱۸ شروع و پس از دو ماه بعد در سپتامبر ۲۰۱۸ به اوج و سپس در نوامبر ۲۰۱۸ بازار بدون حباب می‌شود. در نیمه نخست سال و به ویژه تابستان، شاخص سهام در مسیل سیلاب نقدینگی با سرعت زیاد طی سه موج صعودی توانست قله‌های جدیدی را فتح و بازدهی‌های جالب توجهی نصیب سهام‌داران کند. تورم فزاینده و سیطره جو روانی بر بازارهای مالی به ویژه کاهش افسارگسیخته ارزش ریال را می‌توان بازی‌ساز اصلی رشد قیمت سهام طی این دوره دانست[۲۶]. حباب ششم از مارس ۲۰۱۹ شروع و تا پایان دوره مورد بررسی (مارس ۲۰۲۰) ادامه دارد. در سال ۲۰۱۹ بازار سرمایه شاهد ورود نقدینگی بسیار به آن بود؛ یکی از دلایل ورود این حجم از نقدینگی به بازار سرمایه، عدم جذابیت بازارهای موازی و همچنین

[25] http://www.isna.ir/news

[26] https://www.magiran.com/article/3869266

نقدشوندگی بازار سرمایه بود. ورود نقدینگی به بازار سهام، میزان تقاضا را در بازار افزایش داده و سبب رشد قیمت‌های سهام شده است[۲۷].

۵- نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادهای سیاستی

نفت را می‌توان برجسته‌ترین و در عین حال ناپایدارترین کالا در اقتصاد جهانی و بازارهای مالی به حساب آورد. نفت و فرآورده‌های نفتی نه تنها به عنوان مواد اولیه توسط بسیاری از بنگاه‌های اقتصادی استفاده می‌شود، بلکه در بسیاری از بخش‌های خدماتی مورد استفاده قرار گرفته و در بورس نیز مورد معامله قرار می‌گیرند؛ بنابراین هر نوسان در قیمت نفت اثرات جهانی و منطقه‌ای زیادی بر اقتصاد جهانی خواهد داشت. در این چارچوب هدف این مطالعه بررسی وجود حباب در بازارهای برنت، وست تگزاس، ایران و عمان بود.

بررسی بازارهای نفت ایران، عمان، برنت و وست تگزاس نشان داد که در بازه زمانی مورد بررسی، همه بازارهای هدف حبابی بوده‌اند. بازار نفت برنت با دارا بودن ۱۰ دوره حبابی، بیشترین تعداد دوره حبابی را به خود اختصاص داده است. بازار نفت ایران و عمان ۹ دوره حبابی را تجربه کرده و به ترتیب ۴۴ و ۳۷ درصد از حباب‌های موجود در این دو بازار از نوع چندگانه بوده‌اند. در نهایت بازار نفت وست تگزاس با هشت دوره حبابی کمترین میزان حباب را در میان کشورهای مورد بررسی به خود اختصاص داده است. براساس نتایج بدست آمده ۴ دوره حبابی مشترک در بازه مورد بررسی وجود دارد. اولین حباب مشترک در بازار وست تگزاس از ژانویه ۱۹۸۶ شروع شده، و با وقفه‌ای کمتر از یک ماه، خود را در بازارهای نفت ایران، عمان و برنت از فوریه سال ۱۹۸۶ نشان می‌دهد. دومین حباب مشترک بازار نفت در آگوست ۱۹۹۰ شروع و در بازارهای نفت برنت و وست تگزاس دو ماه بعد و در بازارهای نفت ایران و عمان، سه ماه پس از شروع، حباب محو شده است. حباب تقریباً مشترک بعدی در بازه زمانی بین ۲۰۰۵ تا ۲۰۰۸ پدیدار شده‌اند. حباب مشترک بعدی در بازه زمانی ۲۰۱۴ تا ۲۰۱۵ رخ داده است.

---

[27] https://www.isna.ir/news/99011809205/%D8%A8%D8%A7%D8%B2%D8%A7%D8%B1-%D8%B3%D8%B1%D9%85%D8%A7%DB%8C%D9%87-%D8%AD%D8%A8%D8%A7%D8%A8-%D8%AF%D8%A7%D8%B1%D8%AF

نتایج مطالعه حاضر با نتایج مطالعاتی چون سو و همکاران (۲۰۱۷)، هاتفی و همکاران (۱۳۹۶) همراستا و با نتایج مطالعاتی کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) در تضاد می‌باشد. سو و همکاران (۲۰۱۷) وجود ۶ دوره حبابی در بازه ۱۹۸۶ تا ۲۰۱۶ را تایید کرده و بیان کردند قیمت نفت شامل دو جز قیمت پایه و قیمت حبابی می‌باشد. مطالعه جلالی و هاتفی (۱۳۹۵) نیز نشان داد هفت دوره حبابی در سال های ۱۹۸۶، ۱۹۹۰، ۲۰۰۵، ۲۰۰۶، ۲۰۰۸، ۲۰۱۱ و ۲۰۱۲ وجود دارد؛ درحالی که در مطالعه حاضر ۹ دوره حبابی در سال های ۱۹۸۶، ۱۹۹۰، ۱۹۹۸، ۱۹۹۹، ۲۰۰۶، ۲۰۰۷، ۲۰۱۴ و ۲۰۱۵ وجود دارد. از میان بازه‌های زمانی حبابی در مطالعه مذکور و مطالعه حاضر، وجود حباب در سال های ۱۹۸۶، ۱۹۹۰ و ۲۰۰۶ مشترک می‌باشد. در عین حال مطالعه یو و ژانگ (۲۰۲۱) با نتایج مطالعه حاضر در یک راستا نبوده و بررسی‌های آنها نشان داد که بازار نفت در بازه ۱۹۸۳ تا ۲۰۲۰ حبابی نبوده و تنها از سال ۲۰۰۴ به بعد رفتار ناپایداری از خود نشان داده است. مطالعه کیلیان و مورفی (۲۰۱۴) نیز نشان داد افزایش قیمت واقعی نفت خام طی سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۰۸ ناشی از افزایش غیرمنتظره مصرف جهانی نفت خام بوده است به عبارتی وجود حباب در بازار نفت خام را تایید نکردند.

تغییرات قیمت نفت و به ویژه وقوع حباب در این بازار می‌تواند سیگنال مهمی به سیاستگذاران بدهد؛ چراکه حبابی بودن این بازار خود می‌تواند نشان دهنده ترس از یک سقوط اقتصادی در بین سرمایه‌گذاران (به عنوان یکی از علائم اولیه هشدار در مورد وقوع بحران مالی) باشد **(**Su et al., 2017**)**. بنابراین اطلاع از زمان وقوع حباب‌های نفتی برای سیاست‌گذاران از اهمیت زیادی برخوردار است؛ چراکه این حباب‌ها پیامدهای بالقوه‌ای بر ثبات مالی ایجاد خواهند کرد **(**Baur & Glover, 2012**)**. از طرف دیگر اطلاع از وقوع حباب به تنهایی کافی نیست بلکه سیاستگذار باید در مواجه با این شرایط بتواند بین مشاهده تحولات و سقوط بازار و یا مبارزه با فعالیت‌های سفته‌بازانه تصمیم‌گیری کند؛ که این خود می‌تواند موضوع مطالعه‌ای کامل برای بررسی هرچه دقیق‌تر این امر باشد. به عنوان مثال با اطلاع از اثر بالقوه دلار بر حباب‌های قیمت نفت، لامردینگ و همکاران (۲۰۱۲) بیان می‌کنند که بانک مرکزی باید برای جلوگیری از اتخاذ تصمیمات غلط پولی از نوسان قیمت دلار جلوگیری کرده و قیمت را تثبیت نماید. در نتیجه اتخاذ چنین تصمیمی

احتمال کاهش فعالیت‌های سفته‌بازانه به نفع تثبیت قیمت کالاهای اساسی از جمله نفت خام وجود دارد (Lammerding, Stephan, Trede, & Wilfling, 2013).

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 the research, authorship, and publication of this article.

References

Almudhaf, F. (2017). Speculative bubbles and irrational exuberance in African stock markets. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, *13*, 28-32.

Alola, A. (2019). The trilemma of trade, monetary and immigration policies in the United States: accounting for environmental sustainability. *Science of the Total Environment*, *658*, 260-267.

Alola, A. (2021). Evidence of speculative bubbles and regime switch in real estate market and crude oil price: Insight from Saudi Arabia. *International Journal of Finance & Economics*, *26*(3), 3473-3483.

Alquist, R., & Gervais, O. (2013). The role of financial speculation in driving the price of crude oil. *The Energy Journal*, *34*(3).

Arezki, R., & Blanchard, O. (2014). Seven questions about the recent oil price slump. *IMFdirect-The IMF Blog*, *22*.

Arora, V., & Shi, S. (2016). Energy consumption and economic growth in the United States. *Applied economics*, *48*(39), 3763-3773.

Baumeister, C., & Kilian, L. (2016). Understanding the Decline in the Price of Oil since June 2014. *Journal of the Association of Environmental and resource economists*, *3*(1), 131-158.

Baur, D. G., & Glover, K. J. (2012). The destruction of a safe haven asset? *Available at SSRN 2142283*.

Bernanke, B. (2016). The relationship between stocks and oil prices. *Ben Bernanke's Blog on Brookings posted on February, 19*(2016).

Bertelsen, K. P. (2019). Comparing the Supremum Augmented Dickey Fuller and Log Periodic Power Law Frameworks for Identifying Bubbles. *Available at SSRN 3392208*.

Blanchard, O. J. (1979). Speculative bubbles, crashes and rational expectations. *Economics letters*, *3*(4), 387-389.

Blanchard, O. J., & Watson, M. W. (1982). Bubbles, rational expectations and financial markets. In: National Bureau of economic research Cambridge, Mass., USA.

Bohl, M. T. (2003). Periodically collapsing bubbles in the US stock market? *International Review of Economics & Finance*, *12*(3), 385-397.

Brooks, C., & Katsaris, A. (2005). Trading rules from forecasting the collapse of speculative bubbles for the S&P 500 composite index. *The Journal of Business*, *78*(5), 2003-2036.

Caspi, I. (2014). *Testing for a Bubble in Israeli Home Prices*. Retrieved from

Chai, J., Xing, L.-M., Zhou, X.-Y., Zhang, Z. G., & Li, J.-X. (2018). Forecasting the WTI crude oil price by a hybrid-refined method. *Energy Economics*, *71*, 114-127.

Cooper, J. C. (2003). Price elasticity of demand for crude oil: estimates for 23 countries. *Opec review*, *27*(1), 1-8.

Cortazar, G., & Schwartz, E. S. (2003). Implementing a stochastic model for oil futures prices. *Energy Economics*, *25*(3), 215-238.

Diba, B. T., & Grossman, H. I. (1988). The theory of rational bubbles in stock prices. *The economic journal*, *98*(392), 746-754.

Evans, G. W. (1991). Pitfalls in testing for explosive bubbles in asset prices. *The American Economic Review*, *81*(4), 922-930.

Franco Ruiz, C. A. (2020). Markets never give in: an asset price bubble analysis. In: Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey.

Gibson, R., & Schwartz, E. S. (1990). Stochastic convenience yield and the pricing of oil contingent claims. *The Journal of Finance*, *45*(3), 959-976.

Gürkaynak, R. S. (2008). Econometric tests of asset price bubbles: taking stock. *Journal of Economic surveys*, *22*(1), 166-186.

Hamilton, J. D. (2009). Understanding crude oil prices. *The Energy Journal*, *30*(2).

Iliyasu, J., Rafindadi Sanusi, A., & Suleiman, D. (2019). Testing For Multiple Bubble Episodes In Nigerian Stock Exchange Market. *Ilorin Journal of Economic Policy*, *6*(6), 13-26.

Iliyasu, J., & Saba, N. D. (2019). Testing for single bubble episode in the Nigerian stock market: An empirical investigation. *CBN Journal of Applied Statistics, 10*(1), 29-49.

Jalali, O., Nasrollahi, Z., & Hatefi Madjumerd, M. (2020). Reversal Incentives, Game Theory, Team Product, Experimental Study. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE), 17*(4), 1-28. doi:10.22055/jqe.2020.26957.1929 [in Persian]

Kaufmann, R. K. (2011). The role of market fundamentals and speculation in recent price changes for crude oil. *Energy Policy, 39*(1), 105-115.

Kaufmann, R. K., & Connelly, C. (2020). Oil price regimes and their role in price diversions from market fundamentals. *Nature Energy, 5*(2), 141-149.

Khan, K., Su, C.-W., & Rehman, A. U. (2021). Do multiple bubbles exist in coal price? *Resources Policy, 73*, 102232.

Kilian, L. (2008). The economic effects of energy price shocks. *Journal of economic literature, 46*(4), 871-909.

Kilian, L., & Murphy, D. P. (2014). The role of inventories and speculative trading in the global market for crude oil. *Journal of Applied econometrics, 29*(3), 454-478.

Köseoğlu, S. D. (2019). Behavioral Finance vs. Traditional Finance. In *Behavioral Finance and Decision-Making Models* (pp. 1-23): IGI Global.

Lammerding, M., Stephan, P., Trede, M., & Wilfling, B. (2013). Speculative bubbles in recent oil price dynamics: Evidence from a Bayesian Markov-switching state-space approach. *Energy Economics, 36*, 491-502.

Lawal, A. I., Olayanju, T., Salisu, A. A., Asaleye, A. J., Dahunsi, S., Dada, A. O., . . . Popoola, O. (2019). Examining rational bubbles in oil prices: Evidence from frequency domain estimates. *International Journal of Energy Economics and Polic, 9*(2), 166-173.

Liu, T.-Y., & Lee, C.-C. (2018). Will the energy price bubble burst? *Energy, 150*, 276-288.

Maldonado, W. L., Tourinho, O. A., & Valli, M. (2012). Exchange rate bubbles: Fundamental value estimation and rational expectations test. *Journal of International Money and Finance, 31*(5), 1033-1059.

Meese, R. A. (1986). Testing for bubbles in exchange markets: A case of sparkling rates? *Journal of political economy, 94*(2), 345-373.

Naser, H. (2015). Analysing the long-run relationship among oil market, nuclear energy consumption, and economic growth: An evidence from emerging economies. *Energy, 89*, 421-434.

Nasrollahi, Z., Jalali, O., & Hatefi Madjumerd, M. (2017). Multiple Bubbles of the Gold Market: Origination, Explosion and Complete Deletion. *Journal of Econometric Modelling, 2*(1), 81-111. doi:10.22075/jem.2017.2656

Pavlidis, E. G., Paya, I., & Peel, D. A. (2018). Using market expectations to test for speculative bubbles in the crude oil market. *Journal of Money, Credit and Banking, 50*(5), 833-856.

Phan, D. H. B., Sharma, S. S., & Narayan, P. K. (2015). Oil price and stock returns of consumers and producers of crude oil. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 34*, 245-262.

Phillips, P. C., Shi, S., & Yu, J. (2015a). Testing for multiple bubbles: Historical episodes of exuberance and collapse in the S&P 500. *International economic review, 56*(4), 1043-1078.

Phillips, P. C., Shi, S., & Yu, J. (2015b). Testing for multiple bubbles: Limit theory of real-time detectors. *International economic review, 56*(4), 1079-1134.

Phillips, P. C., Wu, Y., & Yu, J. (2011). Explosive behavior in the 1990s Nasdaq: When did exuberance escalate asset values? *International economic review, 52*(1), 201-226.

Schaller, H., & van Norden, S. (2002). Fads or bubbles? *Empirical Economics, 27*, 335-362.

Scheinkman, J. A., & Xiong, W. (2003). Overconfidence and speculative bubbles. *Journal of political economy, 111*(6), 1183-1220.

Shahabadi, A. , Sadeghi Motamedd,, Z. and Chayani, T. (2022). The Effect of Types of Capital on Brain Drain in the Selected Petroleum Exporting Countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 19*(3), 155-180. doi: 10.22055/jqe.2021.32924.2233 [in Persian]

Shi, S., & Arora, V. (2012). An application of models of speculative behaviour to oil prices. *Economics letters, 115*(3), 469-472.

Singleton, K. J. (2014). Investor flows and the 2008 boom/bust in oil prices. *Management Science, 60*(2), 300-318.

Su, C.-W., Li, Z.-Z., Chang, H.-L., & Lobonţ, O.-R. (2017). When will occur the crude oil bubbles? *Energy Policy*, *102*, 1-6.

Van Norden, S., & Schaller, H. (1993). The predictability of stock market regime: evidence from the Toronto Stock Exchange. *The review of Economics and Statistics*, 505-510.

West, K. D. (1987). A specification test for speculative bubbles. *The Quarterly Journal of Economics*, *102*(3), 553-580.

Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)

Faculty of Economics and Social Sciences

Shahid Chamran University of Ahvaz

Vol. 22, No. 1, spring 2025

(Serial number 84)

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(JQE) received a Scientific-Research rank. It is also indexed in the EBSCO, Directory of Open Access Journals (DOAJ), Islamic World Science Citation Centers (ISC), Jihad Scientific Information Database (SID), National Publications Database (Magiran), Noor Specialized Database, and Google Scholar scientific website.

The Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) has signed a memorandum of cooperation with the Scientific Association of Regional Development Economics of Iran for some interactions and the use of existing capacities.

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Abbreviated Title: JQE
Research Areas: Theoretical Economics and Applied Economics
Frequency: Quarterly
Publisher: Shahid Chamran University of Ahvaz, Iran
Publishing License: No. 124/720, dated: 2004/3/17, Language: Farsi-English
Address: Shahid Chamran University of Ahvaz, Golestan Street, Ahvaz, 61357-43337 Iran
Telefax: +986133335664
E-mails: JQE [at] scu.ac.ir
Website: http://jqe.scu.ac.ir
DOI: 10.22055/JQE
Open Access: Yes
Licenced by: CC BY-NC 4.0
Policy: Peer-Reviewed, Unspecified sides
Language: Persian
Abstracts Available in: English
Submission Fee: 1000000 Rials which will be taken after the approval of the article for submission to the judgment board.
Publication Fee: 250000 Rials which will be taken for publication after accepting the article.
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271
Indexed and Abstracted in: Islamic World Science Citation Center (ISC) www.ISC.gov.ir & www.ricest.ac.ir
Copyright © 2023 Shahid Chamran University of Ahvaz.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) utilizes "Plagiarism Detection Software (iThenticate)" for checking the originality of submitted papers in the reviewing process.

Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)

Faculty of Economics and Social Sciences

Shahid Chamran University of Ahvaz

Vol. 22, No. 1, spring 2025

Publisher: Shahid Chamran University of Ahvaz, Iran
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.)
Technical and Layout Editor: Azadeh Badvi
Editor of the English article & abstracts: Amir Mashhadi (Ph.D.)

Editorial Board:

S. A. Arman	Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
H. Farazmand	Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
S. M. Afghah	Associate professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
S. Parvin	Professor, Allame Tabatabaie University
A. Jafari Samimi	Professor, Mazandaran University
R. Chinipardaz	Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
M. Sameti	Professor, Isfahan University
M. Salimi Far	Professor, Ferdowsi University
A-M. Jalaee	Professor, Bahonar University of Kerman
M. Zarra Nezhad	Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz
M.G. Yousefy	Professor, Allame Tabatabaie University
H. Kurdbacheh	Associate professor, Alzahra University
M. Sameti	Professor, Isfahan University
M. Emadzadeh	Emeritus Professor, Isfahan University
A. Majid Ahangari	Emeritus Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz

International Board:

Mohsen Bahmani-Oskooee	Distinguished Professor, The University of Wisconsin-Milwaukee
javad Salehi-Isfahani	Professor, Virginia Polytechnic Institute and State University: Blacksburg, VA, US
Amir Kia	Professor, Utah Valley University
Gh.Nakhaeizadeh	Professor, Karlsruhe University
Mohsen Afsharian	Post-doctoral Technical University of Braunschweig Institute

Contents:

Measuring the Alkire-Foster's Multidimensional Poverty Index (MPI) in Khuzestan Province: Taking into Account the Dimensions of Employment and Dwelling.....…1
Yaghoub Andayesh, Seyed Mortaza Afghah, Forouzan Hasanzadeh

Analyzing the Impact of a Contractionary Monetary Shock on the Cash Flow Dynamics of Institutional Sectors in Iran: Households, Non-Financial Corporations, and Banks.....…11
Ebrahimi, Meymant, Mohammad Vaezz Barzani, Leila Torki; Heydari, Hassan

Investigating the Effects of Government Fiscal Policies on Iran's Economy: by Method the Computable General Equilibrium Model .19
Amir Dadrasmoghadam, Hassan Karkash

Analyzing the effect of changing the central bank's foreign assets in the economic system by dynamic simulation …….……..….27
Nasim Babaee, Yousof Mohajeranirad

The Impact of E-Commerce Development Index on the Service Sector Employment Market in Iran ……...31
Shadi Asgarpour, Mohammad Mehdi Mojahedi Mokher, Sholeh Bagheri Parmehr

Investigating structural and environmental factors on market dynamics in Iran's food and beverage industries.....38
Afsar Azem, Gholamreza Garainejad, Alireza Daqiqi Asli, Ali Akbar Khosravi Nejad

Measuring multiple bubbles in the international oil market …….....46
Aziz Zaheri Abdehvand, Amir Hortamani , Saeed Aghasi

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2025) 22(1) 1-25**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271



Measuring the Alkire-Foster's Multidimensional Poverty Index (MPI) in Khuzestan Province: Taking into Account the Dimensions of Employment and Dwelling

Yaghoub Andayesh*, Seyed Mortaza Afghah**, Forouzan Hasanzadeh***

** Assistant Professor, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. (Corresponding Author)*
***Email**: andayesh230@scu.ac.ir*

0000-0002-0844-3557
***Postal address**: Ahvaz, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University, Ahva, Iran.*

*** Associate Professor, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.*
***Email:** m.afghah@scu.ac.ir*
**** MA. in Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.*
***Email:** forozen.hasanzadeh@yahoo.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 08 April 2021 ***Revision: 15 July 2021*** ***Acceptance: 17 September 2021***	***I3, D63, O1, H1, P46***	***Multidimensional poverty, Alkair Foster, employment, housing, Khuzestan.***

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: This article is part of a master's thesis that was financially supported by the Vice Chancellor for Research of Shahid Chamran University of Ahvaz through Grant No. SCU. EE1399.181.

How to Cite:
Andayesh, Yaghoub., Afghah, Seyed Mortaza & Hasanzadeh, Forouzan. (2025). Measuring the Alkire-Foster's Multidimensional Poverty Index (MPI) in Khuzestan Province: Taking into Account the Dimensions of Employment and Dwelling. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 22(1), 1-25. [in persian]
10.22055/jqe.2021.37099.2358

© 2025 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/)

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

Poverty is one of the fundamental problems of human societies and a clear sign of economic, social and cultural underdevelopment that endangers political stability, social solidarity and mental health in different segments of society.

Therefore, the fight against poverty has received much attention today and many efforts have been made in this field. In the past, poverty was measured only through the income approach, but this approach does not include other manifestations of poverty (Ali Madadi, 2008). Lack of education, health, housing, empowerment, employment, personal security, etc. can lead to poverty. On the other hand, in addition to the trend and level of income, poverty is strongly related to other fundamental trends such as child mortality, primary school attendance, malnutrition. Poverty is a multifaceted phenomenon that requires careful understanding and analysis of all its aspects and dimensions. The Alcair and Foster method is one of the multidimensional poverty measurement methods that includes severe deprivation in the dimensions of education, health, and living standards, and its components are generally considered to represent the existence of well-being in the household (Alcair and Foster, 2013). Given the importance of examining the extent and severity of poverty, in this study, in addition to the Alcair and Foster components, two components of employment and housing have also been considered, and the Alcair and Foster model has been adjusted. Despite the fact that Khuzestan province ranks second in gross domestic

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

product among the provinces of the country, unidimensional poverty studies indicate poverty above 36 percent and with high fluctuations in this province (Afgheh and Qanavatifar, 2009 and 2011). For this reason, it is necessary to calculate multidimensional poverty based on the dimensions in which Khuzestan households are severely deprived, so that it can be compared with the national average from this perspective. Therefore, in this study, relying on the Alcair-Foster approach and adjusting it according to the economic problems of the province's households, the multidimensional poverty index in Khuzestan province has been calculated and analyzed in two periods, 2011 and 2016.

Methodology

In this study, based on the United Nations Development Program approach in human development reports, which was carried out using the Alcair and Foster model (2011), this model has been examined in adjusted dimensions and multidimensional poverty.

With an initial study of the extent of deprivation of households in Khuzestan province in different dimensions, two dimensions of employment and housing were added to the three dimensions of education, health, and living standards. Because the households in the province were vulnerable in the employment and housing dimensions, the adjusted Alcair-Foster form was used for Khuzestan province.

The weight of the research dimensions and components has been distributed equally according to the Alcair-Foster approach.

Findings

According to the 5 dimensions, the headcount ratio index (poverty rate) for Khuzestan province in 2011 and 2016 is calculated and compared with the multidimensional poverty of the entire country in 2016.

In 2016, the vulnerability rate of Khuzestan families in the health dimension was 38 percent, while in the entire country, 35 percent were vulnerable in the health dimension. In 2011, the malnutrition component was 16 percent and the lack of access to health insurance was 24 percent, which increased in 2016, so that the malnutrition component increased from 16 percent to 18 percent and more people in Khuzestan province are

malnourished, and the lack of access to health insurance increased by 1 percent to 25 percent.

The educational poverty rate in 2016 in Khuzestan province is about 2.9 percent. Households in which all members have literacy below 5th grade have decreased slightly by 1.1% in 1390 and by 0.09% in 1395. Also, the presence of children under 18 years of age who have literacy below 9th grade was 2.3% in 1390 and increased to 2.4% in 1395.

In 1395, about 27% of the people of Khuzestan are in a favorable situation in terms of housing, this indicator is 22% for the whole country. Households without permanent housing in the province were 6.5 percent in 2011, which increased by 2.5 percent to 8.5 percent in 2016. Also, the number of families with housing with less than 16 square meters of per capita area was 22 percent in 2011, which increased by 0.5 percent to 22.5 percent in 2016.

51 percent of the people of Khuzestan are in an unfavorable employment situation. The rate of not having social security insurance was 43 percent in 2011, which increased by 2 percent in 2016 to 45 percent. Also, the unemployment rate of the head of household was 11 percent in 2011, which increased by 0.4 percent to 11.4 percent in 2016, which indicates a worsening employment situation in Khuzestan province. The employment rate in the country is 40 percent, the most important of which is due to the lack of social insurance coverage.

In terms of living standards, 15 percent of households in Khuzestan province are deprived in 2016. This situation is much worse than the national average (8 percent). The poverty level of the living standards of households in Khuzestan province has worsened by two percent compared to 2011. In 2011, the rate of not having access to a kitchen was 2 percent, not having access to water, electricity, and gas was 6.9 percent, not having a bathroom was 2.3 percent, and not having assets such as a car, bicycle, and ... was 4.7 percent. In 2016, we have witnessed an increase in this rate in all dimensions, such that not having access to a kitchen was 2.4 percent, not having access to water, electricity, and gas was 7.7 percent, not having a bathroom was 2.7 percent, and not having assets such as a car, bicycle, and ... was 3.5 percent.

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

Conclusion

In this study, we examined multidimensional poverty indicators in Khuzestan Province using the Alcaire and Foster method in 2011 and 2016. The results of this study showed that the people of the province are more deprived in the two dimensions of employment and health than in other dimensions. The situation of the province is more unfavorable compared to the country, and multidimensional poverty in Khuzestan Province has increased in 2016 compared to 2011.

This increase has been in the dimensions of health, housing, and living standards. Overall, in the two dimensions of education and employment, the situation is the same as in 2011. The most important components of poverty in the health dimension are lack of access to health insurance; in the housing dimension, the per capita housing area is less than 16 square meters; in the employment dimension, lack of social insurance coverage for the employed; and in the living standards dimension, low quality access to purified water, gas, and electricity, and lack of assets such as bicycles and motor vehicles. At the same time, malnutrition in the health dimension also has high deprivation, or unemployment of the head of household in the employment dimension has also added to employment poverty. Khuzestan has a major problem in the employment dimension and in the component of lack of social insurance. In order for poverty in the employment dimension to be reduced, it is necessary that social insurance be allocated to the employed, which depends on reducing the informal sector and informal employment and converting it into formal employment, so that insurance is allocated to all employed. Khuzestan, like the rest of the country, suffers from a large informal sector. Identifying housing with unsustainable materials and renovating and retrofitting them with appropriate supports, facilities, and policies can help reduce housing poverty in Khuzestan, but the low per capita area is not a component that can be overcome in the short and medium term and requires an increase in the sustainable per capita income of Khuzestan residents so that they can have larger houses in the future. In the education dimension, the size of poverty is low, and one of the reasons is related to the definition of the components used and the development of education in Iran. Since in the education dimension, the component "all household members below the fifth grade are literate" is considered in the Alcaire Foster approach, deprivation in the education dimension is low. In Iran and in the current situation, perhaps the head of the household must have

at least a diploma to be considered poor from this perspective, and if this component is corrected, deprivation in the education dimension will also increase. In the living standards dimension and in the water and electricity component, the level of deprivation is high. However, more detailed data is needed to monitor multidimensional poverty in Khuzestan province and to directly identify and support or empower deprived households in multiple dimensions. The findings of this study on multidimensional poverty in Khuzestan province show that the ratio of the multidimensional poverty census is lower compared to the ratio of the income poverty census in the study of Aqegh and Qanavatifar (2011), and this points to one of the advantages of the multidimensional poverty approach over the single-dimensional income approach, which is that income alone cannot be the basis for deprivation, but if a person has the necessary capabilities, they cannot be included in the poor category. Income is a temporary and volatile component, and if a household loses its income for one year, it cannot be imagined that it has suddenly fallen into poverty. The findings of the present study are consistent with the findings of other studies nationwide (Futros and Ghodsi (2017), Khalaj and Yousefi (2014), Jalali (2019), and the Majles Research Center (2017)), and the results are consistent and in line with the same components.

References

Afghah, M., & Ghanavatifar, T. (2011). Poverty Line Estimation in Khuzestan Province (1997-2006). *Journal of economics and regional development, 18*(1), –. doi:10.22067/erd.v18i1.13680

Alkire, S., Conconi, A., Robles, G., Roche, J. M., Santos, M. E., Seth, S., & Vaz, A. (2016). The global multidimensional poverty index (MPI): 5-year methodological note. *OPHI Briefing, 37*.

Alkire, S., & Foster, J. (2011). Counting and multidimensional poverty measurement. *Journal of Public Economics, 95*(7-8), 476–487.

Alkire, S., Roche, J. M., Ballon, P., Foster, J., Santos, M. E., & Seth, S. (2015). *Multidimensional poverty measurement and analysis*: Oxford University Press, USA.

Asselin, L.-M. (2002). A composite indicator from multidimensional qualitative data. *Canadian Center for international studies and cooperation. October*.

Asselin, L.-M., & Anh, V. T. (2008). Multidimensional poverty and multiple correspondence analysis. In *Quantitative approaches to multidimensional poverty measurement* (pp. 80–103): Springer.

Barker, J. M. (1905). *The saloon problem and social reform*: Everett Press.

Blanchflower, D. G., & Oswald, A. J. (2004). Well-being over time in Britain and the USA. *Journal of Public Economics, 88*(7-8), 1359–1386.

Buhmann, B., Rainwater, L., Schmaus, G., & Smeeding, T. M. (1988). Equivalence scales, well-being, inequality, and poverty: sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg Income Study (LIS) database. *Review of Income and Wealth, 34*(2), 115–142.

Case, A., & Deaton, A. (2003). *Consumption, health, gender, and poverty* (Vol. 3020): World Bank Publications.

Clark, A. E., & Oswald, A. J. (1994). Unhappiness and unemployment. *The economic journal, 104*(424), 648–659.

Cohen, G. A. (1990). Equality of what? On welfare, goods and capabilities. *Recherches Économiques de Louvain/Louvain Economic Review, 56*(3-4), 357–382.

Danziger, S., Van der Gaag, J., Taussig, M. K., & Smolensky, E. (1984). The direct measurement of welfare levels: How much does it cost to make ends meet? *The review of Economics and Statistics*, 500–505.

Deutsch, J., & Silber, J. (2005). Measuring multidimensional poverty: An empirical comparison of various approaches. *Review of Income and Wealth, 51*(1), 145–174.

fotros, m. h., & ghodsi, s. (2017). Comparing Iranian Development Plans by Multidimensional Poverty Index Calculated by Alkire-Foster Method. *Economic Growth and Development Research, 7*(27), 45–64. Retrieved from https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_3267_243f9149e92d03bb19e31d3913bf4f55.pdf [in Persian]

Frey, B. S., & Stutzer, A. (2002). What can economists learn from happiness research? *Journal of economic literature, 40*(2), 402–435.

Garner, T. I., & Short, K. S. (2004). Economic well-being based on income, consumer expenditures and personal assessments of minimum needs. In *Studies on economic well-being: Essays in the honor of John P. Formby* (pp. 319–361): Emerald Group Publishing Limited.

Goedhart, T., Halberstadt, V., Kapteyn, A., & Van Praag, B. (1977). The poverty line: Concept and measurement. *Journal of human resources*, 503–520.

Gustafsson, B., Shi, L., & Sato, H. (2004). Can a subjective poverty line be applied to China? Assessing poverty among urban residents in 1999. *Journal of International Development: The Journal of the Development Studies Association*, *16*(8), 1089–1107.

Jafari, S., Momeni, F., Shakeri, A., & Raghfar, H. (2022). Multidimensional poverty in urban and rural areas of Iran assessed as an indicator of fair development. *The Journal of Economic Policy*, *13*(26), 315–337. doi:10.22034/epj.2022.17733.2283 [in Persian]

Javaheri, H., Hataminejad, H., Ziari, K., & Pour Ahmad, A. (2014). Fuzzy approach and multidimensional poverty zoning in urban spaces (Case study: Kamyaran city). *Regional Planning*, *4*(13), 13–30. Retrieved from https://jzpm.marvdasht.iau.ir/article_383_f524adaeb46d81891b7d3a6c65200650.pdf [in Persian]

Kahneman, D., Diener, E., & Schwarz, N. (1999). *Well-being: Foundations of hedonic psychology*: Russell Sage Foundation.

Kapteyn, A., Kooreman, P., & Willemse, R. (1988). Some methodological issues in the implementation of subjective poverty definitions. *Journal of human resources*, 222–242.

Khalaj, S., & Yousefi, A. (2015). Mapping the Incidence and Intensity of Multidimensional Poverty in Iran Urban and Rural Areas. *The Journal of Spatial Planning and Geomatics*, *18*(4), 49–70. Retrieved from http://hsmsp.modares.ac.ir/article-21-1232-en.html

Kuepie, M., & Pamen, E. P. F. (2017). *An Application of the Alkire-Foster's Multidimensional Poverty Index to Data from Madagascar: Taking Into Account the Dimensions of Employment and Gender Inequality*. Retrieved from

Layard, R. (2011). *Happiness: Lessons from a new science*: Penguin UK.

Mansouri, S. A. (2024). Investigating the Effect of Sanctions on Casual Relationship between Corruption, Income Inequality and Poverty in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *21*(1), 171–201. doi:10.22055/jqe.2024.43224.2544 [in Persian]

Michael, R. T., & Citro, C. F. (1995). *Measuring poverty: A new approach*: National Academies Press.

Park, E. Y., & Nam, S. J. (2020). Multidimensional poverty status of householders with disabilities in South Korea. *International Journal of Social Welfare*, *29*(1), 41–50.

Pradhan, M., & Ravallion, M. (2000). Measuring poverty using qualitative perceptions of consumption adequacy. *Review of Economics and Statistics, 82*(3), 462–471.

Raghfar, H., Mohammadifard, Z., & Sangari mohazab, K. (2013). The Measurement of Multidimensional Povertyin Tehran. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development), 13*(2), 1–16. Retrieved from http://ecor.modares.ac.ir/article-18-4983-en.html [in Persian]

Ravallion, M. (1998). *Poverty lines in theory and practice* (Vol. 133): World Bank Publications.

Ravallion, M., & Lokshin, M. (2002). Self-rated economic welfare in Russia. *European Economic Review, 46*(8), 1453–1473.

Rowntree, B. S. (1902). *Poverty: A study of town life*: Macmillan.

salem, a. a. (2018). Factors Affecting Multidimensional Poverty; a Panel Multilevel Approach. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies, 26*(87), 7–46. Retrieved from http://qjerp.ir/article-1-2134-en.html [in Persian]

Senik, C. (2003). *What can we learn from subjective data? The case of income and well-being*. Retrieved from

Slottje, D. J. (1991). Measuring the quality of life across countries. *The review of Economics and Statistics*, 684–693.

Tella, R. D., MacCulloch, R. J., & Oswald, A. J. (2003). The macroeconomics of happiness. *Review of Economics and Statistics, 85*(4), 809–827.

Townsend, P. (1979). *Poverty in the United Kingdom: a survey of household resources and standards of living*: Univ of California Press.

UN, E. (2016). *Multidimensional Poverty and its Measurement, Guide on Poverty Measurement*. Retrieved from

Van den Bosch, K. (2017). *Identifying the poor: Using subjective and consensual measures*: Routledge.

Van Praag, B., Goedhart, T., & Kapteyn, A. (1980). The poverty line--a pilot survey in Europe. *The review of Economics and Statistics*, 461–465.

Van Praag, B. M., & Frijters, P. (1999). The measurement of welfare and well-being: The Leyden approach. *Well-being: The foundations of hedonic psychology*, 413–433.

Van Praag, B. M., Spit, J. S., & Van de Stadt, H. (1982). A comparison between the food ratio poverty line and the Leyden poverty line. *The review of Economics and Statistics*, 691–694.

Yousefi, A., Asadi-Khoob, H., & Afshari, M. (2013). The Measurement of Multidimensional Poverty in Iran Nomads. *Agricultural Economics, 7*(2), 47–67. Retrieved from https://www.iranianjae.ir/article_9261_d55fb534bc29bd9d3d92cb7f625c6419.pdf [in Persian]

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2025) 22(1) 26-63**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271



Analyzing the Impact of a Contractionary Monetary Shock on the Cash Flow Dynamics of Institutional Sectors in Iran: Households, Non-Financial Corporations, and Banks

Ebrahimi, Meymant*, Mohammad Vaezz Barzani**, Leila Torki***; Heydari, Hassan****

**PhD in Financial Economics, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran*
Email:*m.ebrahimi@ase.ui.ac.ir*
*** Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran (Corresponding Author)*
Email:*m.vaez@ase.ui.ac.ir*

0000-0001-6351-2060

Postal address*: Iran, Isfahan, Azadi Square, University of Isfahan, Postal Code: 8174673441*

**** Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran.*
Email:l.torki@ase.ui.ac.ir
***** Assistant Professor of Economics, Department of Economics and Management, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.*
Email: *hassan.heydari@modares.ac.ir*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 14 September 2021 revision: 26 October 2021 acceptance: 11 December 2021	***E52, E5, C32***	***Flow of Funds Accounts, Required Reserve Ratio, Factor-Augmented Vector Autoregression (FAVAR) Model***

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

Further Information:
This article is derived from the Ph.D. dissertation of Ms. Meimant Ebrahimi in Economics under the supervision of Dr. Mohammad Vaezz Barzani and Dr. Leila Torki at the University of Isfahan.

Acknowledgments: All the individuals and institutions that assisted the author in conducting this research are appreciated.
Conflict of Interest: The authors of the article states that there is no conflict of interest in publishing the presented article.
Funding: The authors have not received any financial support for the research, authorship and publication of this article.

How to Cite:
Ebrahimi, Meymanat., Vaezz Barzani, Mohammad., Torki, Leila & Heydari, Hassan. (2025). Analyzing the Impact of a Contractionary Monetary Shock on the Cash Flow Dynamics of Institutional Sectors in Iran: Households, Non-Financial Corporations, and Banks. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 22(1), 26-63. [in Persian]
10.22055/jqe.2021.38565.2408

© 2025 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/)

EXTENDED ABSTRACT

Introduction

The flow of funds accounts illustrate financial transactions and the circulation of capital among different institutional sectors of the economy. These accounts serve as a fundamental informational tool in empirical research and are especially valuable in analyzing the effects of monetary and fiscal shocks on these sectors. A clear understanding of how such shocks influence the financial behavior of institutional units can guide effective policy decisions affecting broader macroeconomic variables. This study analyzes the effects of a contractionary monetary shock on changes in financial assets, financial liabilities, and net financial investment of three institutional sectors in Iran: households, non-financial corporations, and banks. Net financial investment is defined as the difference between financial assets and financial liabilities.

The contractionary monetary shock is interpreted as an increase in the required reserve ratio.

In the realm of monetary policy, the reserve requirement ratio is a key indirect instrument implemented by monetary authorities to regulate banking activities. Changes in this ratio directly affect the credit behavior of financial institutions, which in turn influence the financial actions of non-financial firms and households. Over the past two decades, Iran has experienced persistent inflationary pressures, rapid liquidity expansion, heightened speculative activity in financial and real asset markets, and an increasing need to mobilize private sector savings to fund investments through the banking system. These developments have made contractionary monetary policy interventions increasingly necessary.

Methodology:
The study employs a Factor-Augmented Vector Autoregression (FAVAR) model using annual data spanning from 1973 to 2017 (1352–1396 in the Iranian calendar). Traditional VAR models are limited in their ability to incorporate a large number of variables due to rapid loss of degrees of freedom, forcing researchers to choose among variables and potentially ignore valuable information. The FAVAR model, introduced by Bernanke et al. (2005), resolves this issue by summarizing information from numerous time series into one or more latent factors, which are then incorporated into the VAR framework.

Findings:
Impulse response functions indicate that a contractionary monetary shock caused by an increase in the reserve requirement ratio leads to a reduction in both financial assets and financial liabilities across households, non-financial firms, and banks. Net financial investment rises for banks and non-financial firms in the first year following the shock, suggesting that liabilities decline more than assets. In contrast, households exhibit a decrease in net financial investment in the first year, due to a sharper decline in financial assets compared to liabilities.

Conclusion:
The contractionary monetary shock suppresses production activity in firms and reduces household income, leading to a drop in household savings—

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

particularly in the form of bank deposits—and thus reducing household financial assets. Furthermore, the increase in the reserve requirement ratio results in more funds being held at the central bank, diminishing the money multiplier and slowing monetary expansion. The consequent reduction in household deposits weakens banks' lending capacities and reduces the issuance of new household debt due to a tighter credit supply.

References

Abu Nouri, I., Sajjadi, S., & Mohammadi, T. (2013). The Relationship between Inflation Rate and Interest Rate of Bank Deposits in Iran's Banking System. *Quarterly Journal of Financial and Economic Policies*, 3, 23-52. [in Persian]

Akrami, A., & Mehdizadeh, S. (2004). Considerations on Bank Interest Rates in Iran. *Rond Magazine*, 42, 20-46. [in Persian]

Bai, J., & Ng, S. (2003). Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models. *Econometrica*, 70(1), 191-221.

Bernanke, B., & Blinder, A. S. (1992). The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *American Economic Review*, 82(4), 901-921.

Bernanke, B., & Gertler, M. (1989). Agency Costs, Net Worth and Business Fluctuations. *American Economic Review*, 79(1), 14-31.

Bernanke, B., & Gertler, M. (1995). Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27-48.

Bernanke, B., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1999). *The financial accelerator in a quantitative business cycle framework*. In J. B. Taylor & M. Woodford (Eds.), Handbook of Macroeconomics, 1341-1393. Elsevier.

Boivin, J., & Giannoni, M. P. (2005). *DSGE Models in a Data-Rich Environment*. Columbia University.

Bonci, R. (2012). *The Effects of Monetary Policy in the Euro Area: First Results from the Flow of Funds*. In R. Bonci & A. F. Pozzolo (Eds.), The Financial Systems of Industrial Countries: Evidence from Financial Accounts, 217-245, European Central Bank.

Bonci, R., & Columba, F. (2008). Monetary policy effects: New evidence from the Italian flow-of-funds. *Applied Economics*, 40(14), 1803-1818.

Breitung, J., & Eickmeier, S. (2005). Dynamic factor model. Deutsche *Bundesbank Discussion Paper*, 38.

Christiano, L., Eichenbaum, M., & Evan, C. (1996). The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds. *The Review of Economics and Statistics*, 78(1), 16-34.

Christiano, L., Motto, R., & Rostagno, M. (2010). Financial factors in economic fluctuations. *European Central Bank Working Paper Series*, 1192.

Dib, A. (2010). Banks, Credit Market Friction, and Business Cycles. *Bank of Canada Working Paper*, 2010-9.

Ebrahimi, M., & Vaez, M. (2022). *Dynamic effects of contractionary monetary policy on institutional sectors: Evidence from Iran's flow of funds.* Economic Modelling, 105, 105678. [in Persian]

Ebrahimi, S., Sadeghi, S., Beheshti, M., & ranjpoor, R. (2018). Assessing the effect of government infrastructure expenditure on income distribution in rural Iran: FAVAR Model. *Agricultural Economics Research*, *10*(40), 145-172. https://jae.marvdasht.iau.ir/article_3221.html?lang=en [in Persian]

Gameiro, I., & Sousa, J. (2010). Monetary Policy Effects on the Flow of Funds of Nonfinancial Corporations and Households in Portugal. Economic Bulletin, *Banco de Portugal*, 37-48.

Gerali, A., Neri, S., Sessa, L., & Signoretti, F. M. (2010). Credit and banking in a DSGE model of the Euro area. *Journal of Money, Credit and Banking*, *42*(6), 107-141.

Gertler, M., & Gilchrist, S. (1993). The Role of Credit Market Imperfections in the Monetary Transmission Mechanism: Arguments and Evidence. *Scandinavian Journal of Economics, 95*(1), 43-60.

Gholibegloo, M. R. (2011). A Study of the Effectiveness of Monetary Policy on Legal Reserve Ratio and Evaluation of the Effects of Its Balance Sheets in the Banking Network. *Quarterly Journal of Economic Research, 59*, 59-94. [in Persian]

Heydari, H., & Mollabahrami, A. (2016). The effect of credit shocks on the dynamics of major financial and macroeconomic variables in Iran in the form of a DSGE model. *Quarterly Journal of Economic Research and Policy, 40*, 185-199. [in Persian]

Heydari, H. (2018). Constructing a Factor Augmented VAR Model to Analyze Transmission of Oil and Monetary Shocks to Iranian Economy. Journal of Economic Modeling Research, 34, 71-106. https://jemr.khu.ac.ir/browse.php?a_id=1596&sid=1&slc_lang=en [in Persian]

Heydari, H., Khalilzadeh, J., & Faizi, S. (2020). Investigating the Challenges of Corporate Financing with Emphasis on the Role of Monetary Policy and Banking Credit: A Stochastic Dynamic General Equilibrium Model Approach. *Quarterly Journal of Applied Economic Theories, 4*, 61-90. [in Persian]

Jannsen, N., Potjagailo, G., & Wolters, M. H. (2019). Monetary Policy During Financial Crises: Is the Transmission Mechanism Impaired? *International Journal of Central Banking, 15*(1), 81-126.

Kaiser, H. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement, 20*(1), 141-151.

Khosravi, A., & Safari, H. (2023). Empirical analysis of monetary shocks' impact on macroeconomic variables in Iran using DSGE models. *Journal of Quantitative Economics (JQE), 20*(1), 24. https://doi.org/10.22055/jqe.2023.41234.2412. [in Persian]

Kilian, L., & Lutkepohl, H. (2017). *Structural Vector Autoregressive Analysis*. Cambridge University Press.

Kiyotaki, N., & Moore, J. (1997). Credit cycles. *Journal of Political Economy, 105*(2), 211-248.

Mishkin, F. S. (1978). The household balance sheet and the great depression. *Journal of Economic History*, 38(4), 918-937.

Mishkin, F. S. (1995). Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. Journal of Economic Perspectives, 9(4), 3-10.

Mishkin, F. S. (1996). The channel of monetary transmission: Lessons for monetary policy. *NBER Working Paper Series*, 5464.

Narayan, A., Jayadev, A., & Mason, J. W. (2017). Mapping India's Finances: 60 Years of Flow of Funds. *Economic and Political Weekly*, 52(1), 49-56.

Peersman, G. (2011). Bank Lending Shocks and the Euro Area Business Cycle. Ghent University Faculty of Economics and Business *Administration Working Paper*, 11.

Raie, R., Irvani, J., & Ahmadi, T. (2018). Monetary Shocks and Monetary Policy Transmission Channels in the Iranian Economy: With Emphasis on the Exchange Rate Channel, Housing Prices and Credits. *Economic Growth and Development Research*, 3(1), 1-20.

Rafee Shamsabadi, P. , Haji, G. , Fakhrehoseyni, S. F. and Sargolzayi, M. (2018). Significance of financial accelerators in a New Keynesian model in Iranian economy. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *7*(28), 215-249. doi: 10.22084/aes.2018.15787.2608 [in Persian].

Raei, R. , Iravani, M. J. and ahmadi, T. (2018). Monetary Shocks and Monetary Transmission Mechanism in The Iranian Economy: With Emphasis on Exchange Rates, Housing Prices and Credits. *Economic Growth and Development Research*, *8*(31), 29-44. https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_4342.html?lang=en [in Persian].

Anvari, E. , Moradi, P. & Arman, S. A. (2024). The Effect of cross-over effect of positive and negative monetary regimes on the incomplete and asymmetric Degree of Exchange Rate Pass-Through with: NARDL and Markov-switching Method. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 21*(2), 127-159. doi: 10.22055/jqe.2021.36717.2351[in Persian].

Reserve Bank of India (RBI). (2016). Flow of Funds Accounts of the Indian Economy: 2015-16. RBI Bulletin, 23-33.

Ruslan, A., Dana, H., & Ivana, K. (2015). The impact of monetary policy on financing of Czech firms. *Journal of Economics and Finance*, *65*, 455-476.

Shabbir, S. (2012). Balance sheet channel of monetary transmission in Pakistan: An empirical investigation. *SBP Research Bulletin*, 8(1), 1-12.

Shadrokh, M. (2012). Evaluating the policy of increasing bank interest rates: Useful but late. *Quarterly Journal of Economic News*, 35, 60-61.

Shahhosseini, & Bahrami, J. (2016). Macroeconomic Fluctuations and Money Transfer Mechanism in Iran (DSGE Model Approach). *Economic Research Journal, 16*(1), 1-49. [in Persian]

Singh, T. (2019). On the flow of funds accounts and inter-sectoral mobility of capital in India. *Applied Economics, 51*(1), 1-15.

Taghavi, M., & Lotfi, A. A. (2016). The effects of monetary policy on the volume of deposits, lending facilities and liquidity of the banking system. *Economic Research Journal*, *20*(1), 130-165. [in Persian]

Tunc, C., & Kilinc, M. (2019). The Asymmetric Effects of Monetary Policy on Economic Activity in Turkey. S*tructural Change and Economic Development, 51*, 505-528.

Walsh, C. (2010). *Monetary Theory and Policy* (3rd ed.). MIT Press.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2025) 22(1) 64-102**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271



Investigating the Effects of Government Fiscal Policies on Iran's Economy: by Method the Computable General Equilibrium Model

Amir Dadrasmoghadam *, Hassan Karkash**

** Assistant Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran. (Corresponding Author)*
Email: *amdadras@eco.usb.ac.ir*
0000-0001-7948-982X

Postal address*: Iran, Sistan and Baluchestan Province, Zahedan City, Third District, University Street, Postal Code 9671844635*
*** Master's Degree in Economics, Islamic Azad University, Birjand, Iran*
Email: *karkeshh@yahoo.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 16 January 2022 revision: 14 March 2022 acceptance:6 May 2023	***E62 ،I18 ،L6 ،E16 ،R13***	***fiscal policy, government, industry, social accounting matrix, computable general equilibrium.***

Acknowledgments: All the individuals and institutions that assisted the author in conducting this research are appreciated.
Conflict of Interest: The authors of the article states that there is no conflict of interest in publishing the presented article.
Funding: The authors have not received any financial support for the research, authorship and publication of this article.

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

How to Cite:
Dadrasmoghadam, Amir., & Karkesh, Hassan. (2024). Inveatigating the Efects of Government Fiscal Policies on Iran's Economy: by Method the Computable General Equilibrium Model. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 22(1), 64-102. [in Persian]
10.22055/jqe.2023.39787.2459

© 2025 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/)

EXTENDED ABSTRACT

In this study, the effects of government financial policies on various sectors of Iran's economy under sanctions were analyzed using the Computable General Equilibrium (CGE) model approach. The parameters of the model were calibrated based on the Social Accounting Matrix (SAM), which was constructed from input-output tables for the year 1390 (2011-2012). The SAM comprised four sectors: agriculture, industry and mining, transportation, and services. The analysis was carried out under three scenarios: a 25% increase in government consumption expenditures, a 25% decrease in government consumption expenditures, and a 25% increase in government capital expenditures.The results of the first scenario indicated that an increase in government consumption expenditures led to a reduction in agricultural and transportation exports, while exports in other sectors grew. Additionally, the value-added across all sectors increased. Exports in the industrial sector saw a rise of 43.6%, and its imports increased by 4.6%. However, investment in the industrial and agricultural sectors decreased by 33.2% and 8.03%, respectively, whereas transportation and services experienced growth in investment. In the second scenario, where government consumption expenditures were reduced by 25%, the industrial sector's exports increased by 10.27%, and imports decreased by 6.62%. Overall, exports from all sectors rose while imports fell. The third scenario, which involved a 25% increase in government capital expenditures, showed that exports in all sectors grew, with the industrial sector recording the highest growth at 8.90%. The value-added in all sectors increased, with the industrial sector demonstrating the largest rise at 18.53%. Investments in the industrial

sector grew by 13.80%, while its production and employment expanded by 7.86% and 7.65%, respectively.Based on the findings, the study recommends that the government prioritize policies that enhance capital expenditures. It concludes that expansionary fiscal policies positively impact economic sectors. Moreover, economic policies aimed at boosting aggregate demand, alongside fiscal strategies, can further contribute to economic growth.

INTRODUCTION

The industrial sector, in the light of strong previous and previous connections with other sectors, plays an important role in the production and productivity of other economic sectors. On the one hand, the industry and mining sector uses the products of other sectors as intermediate inputs, and the growth of this sector's production will help the growth of those sectors' production. On the other hand, it produces intermediate goods and capital needed by other sectors, which in this way may also contribute to the growth of their production and productivity.

In this study, the effects of the government's financial policies on the sectors of Iran's economy in the conditions of sanctions have been investigated with the approach of the Computable General Equilibrium (CGE) model.

METHODOLOGY

In this research, the parameters of the general balance model were calibrated based on the data of the economic accounts matrix and the information of the data-output tables of 2013 was used in the form of the social accounting matrix (SAM). This matrix consists of 4 sectors (fields of activity) agriculture, industry and mining, transportation and services. The analysis of the effect of the government's financial policies has been carried out under three scenarios: a 25% increase in government consumption expenditures, a 25% decrease in government consumption expenditures, and a 25% increase in government investment (capital expenditures).

FINDINGS

The results (scenario 1) showed that with the increase in the consumption expenditure of the government, the export of the agricultural and transportation sectors decreased and other sectors increased. Also, the added value of all sectors has increased. The export of the industry sector shows an increase of 43.6% and the import of this sector has increased by 6.4%. Investments in the two sectors of industry and agriculture decreased by 2.33 and 8.03 percent, respectively, and the two sectors of transportation and

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

services witnessed an increase in investment. The results showed that with a 25% reduction in government spending (second scenario), the export of the industry sector increased by 10.27% and the import of the industry sector decreased by 6.62%. In total, exports of all sectors have increased and imports have decreased. Also, the results showed that in the third scenario, the export of all sectors has increased, the share of industry shows an increase of 90.8%, and this increase is more than other sectors, and the added value of all sectors has increased. The increase in added value for the industry sector is 18.53%, which is more than other sectors. The investment of the industry sector shows an increase of 13.80%, and production and employment show an increase of 7.86% and 7.65%, respectively.

CONCLUSION

The variables of government expenditures in Iran are generally in the form of current expenditures, and this factor increases and ultimately increases economic growth. The tax revenue variable has a direct relationship with the real production without oil, in other words, the more the tax revenue of the government increases due to the improvement of income distribution and also the reduction of dependence on oil revenues, it will ultimately lead to economic growth. According to the results, it is suggested that the government implements the policy of increasing capital expenditure in policy making. The research results show the positive effect of the government's expansionary financial policies on economic sectors. Therefore, it can be said that those economic policies that increase the total demand can also provide economic growth along with these policies.

References

Albaji, Y., Azarbayjani, K. , & Daei-Karimzadeh, S. (2024). The Response of Iranian Economy to Monetary and Exchange Rate Policies Shocks Base on the Foreign Sector: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Analysis. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 20(4), 1-37. doi: 10.22055/jqe.2021.33852.2255. [in Persian]

Aka, B. F. (2003). Fiscal Adjustment, Poverty, Inequality and Welfare in Côte d'Ivoire: A CGE Model Analysis. *In Final Report, AERC*.

Alavi Bajgani, S., Peykarjo, K., Hojaber Kiani, K. & Torabi, T. (2020). A study of the nonlinear effects of fiscal policies on economic activities

during business cycles through the Smooth Transition Auto Regressive (ESTAR) approach, *The Journal of Economic Policy*, 12(23), 345-374. doi: 10.29252/epj.2020.12690.2021 [in Persian]

Arin, K. P., Koray, F., & Spagnolo, N. (2015). Fiscal multipliers in good times and bad times. *Journal of Macroeconomics*, 44, 303-311.

Armington, P.S. (1969). A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production. *IMF Staff Papers*, 16(1), 445-467.

Avakolian, H. & Siami Araghi, E. (2020). Determination of Optimal Fiscal Policy for iran's Economy: A Dynamic Stochastic General Equilibrium (Dsge) Approach', *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 9(35), 1-39. doi: 10.22084/aes.2020.20993.3012 [in Persian]

Badih Bbarzin, H., Norozian, M., Hoseyni, S., & Taghavi, A. (2020). Effects of Changing Agricultural Subsidies on Production and Exports in Iran. *International Journal of Agricultural Management and Development*, 10(1) , 101-112.

Bakare-Aremu, T. A. & Osobase, A. O. (2015). Effect of Fiscal and Monetary Policies on Industrial Sector Performance- Evidence from Nigeria. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 6(17), 67-83.

Baradaran, A. & Zomorodian, G. (2017). Examining the Effect of Shocks in Monetary and Fiscal Policy on Value Added of Industry and Mining Sector in Iran. *Journal of Investment Knowledge*, 6(24), 117-138. [in Persian]

Biolsi, C. (2017). Nonlinear Effects of Fiscal Policy over the Business Cycle. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 78, 54- 87.

Blanchard, O., Christopher, E. J. and J. Lindé 2015. Jump Starting the Euro Area Recovery: Would a Rise in Core Fiscal Spending Help the Periphery? *NBER Working Paper No. 21426.*

Central Bank of the Islamic Republic of Iran Economic Deputy of Economic Accounts. 2021. Social accounting matrix of Iran's economy in 2012. [in Persian]

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

Daei, B., & Afshon, H. (2018). Investigating the factors affecting the production of the industrial sector in Iran during the years 2018: 4-2011: 1 Approach to the self-explanatory vector pattern with wide intervals (ARDL). *Economic Journal-Monthly Review of Economic Issues and Policies*, 18 (5), 31-49. [in Persian]

Entezar E, Najafi M. (2018). Asymmetric Effects of Government Spending on Economic Growth Over the Business Cycle: Application of Markov Switching *Models. jde*.; 2 (7), 115-134. [in Persian]

Eze, O. R. & Ogiji, F. O. (2013). Impact of Fiscal Policy on the Manufacturing Sector Output in Nigeria: An Error Correction Analysis. I*nternational Journal of Business and Management Review (IJBMR)*, 1(3), 35-55.

Ghasemi Tadvan, Gh. (2011). Investigating the effects of fiscal policies on the sectors of the Iranian economy with emphasis on the agricultural sector: a computable general equilibrium model, Master's thesis, Department of Agricultural Economics, *Faculty of Agriculture, Zabol University*. [in Persian]

Gholami, E. & Hojbar Kiani, Kambiz. (2016). Investigating the effectiveness of expansionary fiscal policies in Iran: A comparative comparison of linear and threshold VAR model. *Financial Economics*, 10 (35), 1-26. [in Persian]

Ghorbanzad, J, Saadat, R, Mohammadi, T, & Abu Nouri, Ismail. (2021). Investigating the effects of shock overflow due to US government fiscal policy on macroeconomic variables in Iran: GVAR approach. *Financial Economics*, 14 (50), 91-114. [in Persian]

Hosoe, N. (2004). Computable General Equilibrium Modeling with GAMS. *Journal of Development Economic*, 29, 1-98.

Jafari, S., Bakhshi Dastjerdi, R., & Moosavi Mohseni, R. (2014). Studying the effects of non-oil exports on targeted economic growth in Iranian 5th development plan: A computable general equilibrium approach. *Iranian Journal of Economic Studies*, 3(1) , 111-130

Johansen, L. (1960). *A Multicultural Study of Economic Growth. Amsterdam*, North-Holland.

Kamaan, C. K. (2014). The Effect of Monetary Policy on Economic Growth in Kenya. *International Journal of Business and Commerce*. 3(8), 11-24.

Khan, H.A. (2005). Assessing Poverty Impact of Trade Liberalization Policies: A Generic Macroeconomic Computable General Equilibrium Model for South Asia. *ADB Institute Discussion Paper*. 22: 8-23.

Khosravi nejad, A. & Siami Araghi, E. (2012). Estimation of Consumers' Welfare Changes by Using True Cost of Living Index in Iran. *Economical Modeling*, 6(20), 57-74. [in Persian]

Makiyan, S. , Samadi, A. H. , & Amareh, J. (2022). Investigating Cyclical Status of Monetary and Financial Policies in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 18(4), 67-92. doi: 10.22055/jqe.2020.31264.2157 [in Persian]

Malek, H., Delangizan, S., & Almasi, M. (2022). Investigating the Role of Housing Finance in Iranian Business Cycles, DSGE Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 19(3), 63-92. doi.org/10.22055/jqe.2021.32274.2201 [in Persian]

Mencinger, J. Aristovnik, A. & Verbič, M. (2017). Asymmetric Effects of Fiscal Policy in EU and OECD Countries, *Economic Modelling*, Elsevier, 61, 48-461.

Motafakker Azad, M., Mohseni Zonozi, S, & Mohammadgholi Pour Tappeh, O. (2017). 'Exploring the Effects of Monetary and Fiscal Policies on Value Added of Service Sector in Iran's Economy', Monetary & *Financial Economics*, 23(12), 1-18. doi: 10.22067/pm.v23i12.40011. [in Persian]

Najjar, J. (2012). *Simulation of a Computable General Equilibrium Model for Trade Reform and Poverty in the Iranian Economy*, M.Sc. Thesis,

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

Faculty of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Zabol University. [in Persian]

Nikobakhsh Noser, f.(2011). *Sensitivity Analysis of Shadow Price of Iranian Water Resources Using Dynamic Computational General Equilibrium Model*, M.Sc. Thesis, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Zabol University. [in Persian]

RajabPour, H., Momeni, F., & Nassiri Aghdam, A. (2021). Evaluating the effect of fiscal policy on inclusive development in Iran; Svar approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 27(90), 9-39. doi: 10.22054/ijer.2021.54629.898 [in Persian]

Ramey, V.A. & Zubairy, S. (2018). Government Spending Multipliers in Good Times and in Bad: Evidence from U.S. Historical Data. *Journal of Political Economic University of Chicago Press*, 126(2), 850-901.

Saadat, R., Abounoori, E., Baky Hoskouei, M. & zarea, M. (2017). The Welfare Effects of Iran's Accession to WTO in a DCGE Framework. *Iranian Journal of Trade Studies*, 21(84), 131-168. [in Persian]

Samimi, A., Khiabani, N., Mila Elmi, Z. & Akbarpour Roshan, N. (2017). The Impact of Fiscal Policy on Macroeconomic Variables: New Evidence from a DSGE Model. *International Journal of Business and Development Studies*, 9(2) , 29-54. doi: 10.22111/ijbds.2017.3703 [in Persian]

Shahbazi, K. & Karimzade, E. (2015). 'Impacts of Monetary and Fiscal Policies on Value Added of Industrial Sector in Iran in Line with the General Policies of the Industrial Sector', *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, 2(8), 93-110. [in Persian]

Slimani, S. (2016). Threshold Effects of Fiscal Policy on Economic Activity in Developing Countries. *International Journal of Business and Social Research (IJBSR)* 6(3) : 20-37.

Statistical Center of Iran. (2021). Information base. http://www.sci.ir.org. [in Persian]

Suescun, R. (2019). A tool for fiscal policy planning in a medium-term fiscal framework: The FMM-MTFF model, *Economic Modelling*.

Tavakolian, H. & Siami Araghi, E. (2020). Determination of Optimal Fiscal Policy for iran's Economy: A Dynamic Stochastic General Equilibrium (Dsge) Approach. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 9(35) , 1-39.

Waiting,A. & A, Najafi. (2018). Explaining the nonlinear effects of government spending on Iran's economic growth in business cycles (Markov rotational model approach with variable coefficients). *Decision Engineering Quarterly*, 2 (7), 115-134. [in Persian]

Yusoff, N. Y. B. M., & Bekhet, H. A. (2016). Impacts of energy subsidy reforms on the industrial energy structures in the Malaysian economy: A computable general equilibrium approach. International *Journal of Energy Economics and Policy*, 6(1) , 88-97.

Zandavar, S., Zandi, F., Khezri, M. & Rabiei, M. (2020). 'Explaining the Nonlinear Effects of Government Fiscal Policy Instruments on Iran's Economic Growth in Times of Recession and Recession', *Economical Modeling*, 14(51), pp. 99-118. [in Persian]

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2025) 22(1) 103-117**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271



Analyzing the effect of changing the central bank's foreign assets in the economic system by dynamic simulation

Nasim Babaee *, Yousof Mohajeranirad **

**Ph.D. in Economics, Faculty of Economics and Political Sciences ,Shahid Beheshti University, Tehran. (Corresponding Author)*
***Email**: n.babaee1984@gmail.com*

*** Ph.D. in Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran.*
***Email:** y.mohajeranirad@ut.ac.ir*

0000-0003-0744-2111
***Postal address**: Chamran highway, Shariati street, 141793584, Tehran, Iran*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 05 February 2022 *Revision: 03 September 2022* *Acceptance: 17 February 2023*	*E58 ,E24 ,C53 ,C52*	*Central Bank's Foreign Assets, Employment, Inflation, Investment*

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 the research, authorship, and publication of this article.

How to Cite:
Babaee, Nasim & Mohajeranirad, Yousof. (2025). Analyzing the effect of changing the central bank's foreign assets in the economic system by dynamic simulation. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 22(1), 103-117. [in persian]
10.22055/JQE.2022.39962.2466

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

The present study attempts to specifically analyze the impact of the central bank's foreign assets by emphasizing the systemic impact on the economy using dynamic system simulations. A model has simulated and analyzed based on the relationships of variables in Iran such as: output, investment, price level and employment.

The relationship among central bank's foreign assets and output, investment, price level and employment has not been considered in a comprehensive model in Iran yet. Therefore, this study has analyzed the effect of changing the central bank's foreign assets in the economic system by dynamic simulation.

METHODOLOGY

In order to simulate, a model based on the relationships of variables in the economy should be developed focusing on the role of the central bank in these relationships to be able to track the impact of changes in the economic system and extract the final effects. Therefore, methodology contain a development of a structural macroeconomic model and using bounding ARDL to estimate.

FINDINGS

The findings of this study indicate how output, investment, price level and employment in Iran are strongly affected by increasing one unit standard deviation in the foreign assets of the Central Bank .With an increase of 12.3% of the foreign assets of the Central Bank, it leads to an increase in output, investment and employment by 7.82, 4.62 and 0.08%, respectively. While, the increase in foreign assets of the central bank will lead to an increase in price level and consequently inflation by 11.29%.

CONCLUSION

The present study attempts to specifically analyze the impact of the central bank's foreign assets by emphasizing the systemic impact on the economy using dynamic system simulations. In order to simulate, a model based on the relationships of variables in the economy should be developed focusing on the role of the central bank in these relationships to be able to track the impact of changes in the economic system and extract the final effects. the results of this study indicate that output, investment, inflation and employment in Iran are strongly affected by increasing one unit standard deviation in the foreign assets of the Central Bank .With an increase of 12.3% of the foreign assets of the Central Bank, it leads to an increase in output, investment and employment by 7.82, 4.62 and 0.08%, respectively. While, the increase in foreign assets of the central bank will lead to an increase in inflation by 11.29%. Based on these results, it is proposed, the central bank should pay attention to the severe inflationary effects of the increase in foreign assets for implementing its foreign exchange policies in order to manage the floating exchange rate and implement appropriate monetary and exchange rate policy depending on the current situation in the country.

References

Abdi Seyyedkolaee, M., Tehranchian, A. M., Jafari Samimi, A. & Fovero, G. (2022). Non-linear response of inflation: A real effective exchange rate in Iran. *Quartterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 19(1): 53-71. doi:10.22055/JQE.2021.33724.2251 [in Persian]

Abdul-Rahaman, A. R., & Yao, H. (2019). Reserves quantity and economic stability: the central bank of Ghana's position and practices. *Heliyon*, 5(12),1-18.

Arslan, Y., & Cantú C. (2019). The Size of Foreign Exchange Reserves', *BIS* Papers, No. 104.

Chiţu, L., Gomes, J., & Pauli, R. (2019), Trends in central banks' foreign currency reserves and the case of the ECB, *Economic Bulletin Articles*, 7(1),1-42.

Cook, D., & Yetman, J. (2012). Expanding central bank balance sheets in emerging Asia: A compendium of risks and some evidence. *BIS* Papers. No. 66.

Hongxing, Y., & Rahaman, A. R. A. (2018). Ghana's Reserves and Currency Volatility: A Comparison with Empirical Theories. *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 8(1), 87–99

Jalali Naeini, A., & Naderian, M. A. (2016).Monetary and Exchange Rate Policy in an Oil Exporting Economy: The Case of Iran. *JMBR*, 9(29): 327-372. [in Persian]Available at: https://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-340-en.html

Joof, F. (2021). The Co-Movement between Foreign Reserves, Economic Growth and Money Supply: Evidence from the WAMZ Countries, *MPRA* Paper 110193, University Library of Munich, Germany.

Ljubaj, I. (2020). International Reserves, Exchange Rate Differences and the CNB's Financial Result, *The Croatian National Bank*, Croatia, Surveys 38.

Makiyan, S. , Samadi, A. H. and Amareh, J. (2022). Investigating Cyclical Status of Monetary and Financial Policies in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 18*(4), 67-92. doi: 10.22055/jqe.2020.31264.2157. [in Persian]

Nikolova, I. (2021). Impact of Covid Pandemic on Foreign Exchange Reserves. International Balkan and Near Eastern Congresses Series on Economics, *Business and Management*. 1436-1442.

Pierre, R. A., Timothy J. & Luiz a. P.(2020). Foreign exchange intervention and financial stability. *BIS* Working Papers. No 889.

Pina, G. (2015). The recent growth of International reserves in developing economies: A monetary perspective. *Journal of International Money and Finance*, 58(C), 172-190

Ponomarenko, A. (2019). Do sterilized foreign exchange intervention create money?. *Bank of Russia*. Working Paper N.4.

Shahabadi, A. , Karami, B. and Arghand, H. (2022). The Impact of Economic Complexity on Inflation in the Selected Countries of Organization of Islamic Cooperation. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 19*(2), 67-91. doi: 10.22055/jqe.2021.32056.2197 [in Persian]

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2025) 22(1) 118-151**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271



The Impact of E-Commerce Development Index on the Service Sector Employment Market in Iran

Shadi Asgarpour *, Mohammad Mehdi Mojahedi Mokher **, Sholeh Bagheri Parmehr ***

** Graduated from the master's degree in e-commerce economics, Khatam Non-Profit University, Tehran, Iran. . (Corresponding Author)*
Email: *shadiasgarpour96@gmail.com*
Postal address*: Shiraz university, Republic of Iran Blvd, ,Shiraz, Postal code:71946-84334 , Iran.*

*** Department of Business Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabatabaei University, Tehran, Iran.*
Email*: m_mojahedi2004@yahoo.com*

**** Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Humanities, Khatam University, Tehran, Iran.*
Email: *Sh.bagheripormehr@khatam.ac.ir*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 05 February 2022 ***Revision: 3 September 2022*** ***Acceptance: 11 September 2022***	***C23,D83,E24,F10***	***Employment,E-Commerce, Communication and Information Technology,Panel Data t***

Further information: The present article is taken from the senior thesis of Mrs Shadi Asgarpour with Supervisor of Dr.Mohammad Mahdi Mojahedi Moakhar and Dr.Sholeh Bagheri Pormehr at the University of khatam.
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 the research, authorship, and publication of this article.

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

How to Cite:
Asgarpour, Shadi., Mojahedi Mokher, Mohammad Mehdi & Sholeh, Bagheri Parmehr. (2025). The Impact of E-Commerce Development Index on the Service Sector Employment Market in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 22(1), 118-151. [in persian]
10.22055/JQE.2022.39893.2467

© 2025 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/)

EXTENDED ABSTRACT

The e-commerce development index measures the level of access, use and skill of using ICT in different regions. On the other hand, employment is considered as one of the macroeconomic variables, which is very important to pay attention to because of the widespread unemployment in the country. The current research has been studied with the hypothesis of the positive effect of e-commerce on employment in the service sector of the country, according to the statistics of 31 provinces, in a period of 4 years (1395-1398) using panel data method. The results of the estimation of the model according to the significance of the variables in this study show that the ICT skill index has a negative effect and the mobile broadband internet penetration coefficient has a positive effect on employment.

INTRODUCTION

The high volume of Internet users in the country has provided a market for online businesses, which increases the demand for human resources who have sufficient skills at the level of modern technologies. Considering the significant job-seeking population in the country, the development of ICT infrastructure can provide a platform for the promotion of e-commerce, which includes a large portion of employment in the service sector. Therefore, by using the e-commerce development index, it is possible to examine its positive and negative effects on the employment market, and by providing a solution, a step can be taken to solve the problem of unemployment, which is one of the most important economic problems in the country's development.

METHODOLOGY

This research aims to examine the hypothesis of the positive impact of ICT indicators on employment using the panel estimation method and in a 4-year period for 31 provinces of the country. The provincial statistics related to employment, GDP and capital stock were extracted from the website of Iran Statistics Center. The variable of mobile broadband internet penetration was obtained from the regulation and radio communications website and the skill index statistics were obtained from the website of the Ministry of Communications.

FINDINGS

The results indicate the positive effect of internet penetration on employment. Considering that employment statistics are related to people of working age, as a result, the share of service sector employees has increased. With a 1% increase in the skill index, employment in the service sector decreases by 0.2%. In fact, having digital literacy for the use of ICT in business is an essential part of business development. The real GDP variable with a positive effect of 0.1% of a on employment states that if production increases by 1%, if ICT tools are used, employment increases by 0.1% .

CONCLUSION

Among the examined indices, mobile broadband internet penetration rate confirms the research hypothesis and ICT skill index rejects it, but has a significant relationship with it. With the facilities that ICT has put in front of the communities, it has brought the production and employment process with positive effectiveness.

Reference

Americo, A., & Veronico, A. (2018). *The effect of e-commerce on employment in retail sector*. Mimeo: New York, NY, USA..

Alderete, M. V. (2015). Does digital proximity between countries impact entrepreneurship?. *info*.

Amiri, S., & Woodside, J. M. (2017). Emerging markets: the impact of ICT on the economy and society. *Digital Policy, Regulation and Governance*.

Chan, B., & Al-Hawamdeh, S. (2002). The development of e-commerce in Singapore: The impact of government initiatives. *Business process management journal*.

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

Emadzadeh, M., Shahnazi, R., MohammadZadeh, A., & Babaki, R. (2006). The Effect of information and communication technology on employment. *Journal of Economic Research (Tahghighat-e-Eghtesadi)*. 41(4), 197-218. :Available at https://jte.ut.ac.ir/article_18220.html?lang=en (in Persian)

Estaji, A., Roayaei, M., & Mohammadi, A. (2017). The quantitative and qualitative analysis of broadband technology on the economy. *Journal of Science and Technology Policy letters.* 7(2), 55-73. Available at: http://stpl.ristip.sharif.ir/article_20263.html (in Persian)

Farhadi, M., Ismail, R., & Fooladi, M. (2012). Information and communication technology use and economic growth. *PloS one*, *7*(11), e48903.

Haerizadeh, A., Shahhosseini, S., Tavakolian, H., & Taee, H. (2018). The Effct of Information and Communication Technology (ICT) on Employment in Selected of Developing Countries. Thesis Submitted in Partial Fulfillment of the Requirements for the Degree of Master of Science (M.Sc) in Economics. Allameh Tabataba'i University Faculty of Economics. (in Persian)

ICT development statistics in the provinces, information society monitoring, Ministry of Communication and Information Technology. available at: https://mis.ito.gov.ir/ictindex/provinceindex/1007

Jahangard, A., & Alinaghi, N. (2018). The Causal Relationship between information and communication technology investment and labor productivity Growth. *Journal of New Economy and Commerce.* 13(1), 21-44. :Available athttps://www.sid.ir/paper/385990/fa (in Persian)

Kılıçaslan, Y., & Töngür, Ü. (2019). ICT and employment generation: evidence from Turkish manufacturing. *Applied Economics Letters*, *26*(13), 1053-1057.

Laudon, K.C, & Traver,C.G. (2016). E-Commerce. Business. Technology. Society. GLOBAL EDITION. TWELFTH EDITION.

Lobo, B. J., Alam, M. R., & Whitacre, B. E. (2020). Broadband speed and unemployment rates: Data and measurement issues. *Telecommunications Policy*, *44*(1), 101829.

Mahmoodi, M., & Mahmoodi, E. (2011). The Effect of ICT on Employment of Service Sector in Iran. Quarterly Journal of Economic Research and policies. 19(58), 213-236. :Available at https://qjerp.ir/article-1-211-fa.html (in Persian)

MahmoudZadeh, M., & Asadi, F. (2005). Information and communication technology infrastructures and employment in Iran's service sector. *Journal of New Economy and Commerce*. 3(1), 118-95. :Available at https://www.noormags.ir/view/fa/articlepage/5363/116/text (in Persian)

Mahmoodzadeh, M., Ghavidel, S., & Chavoshi, S.F. (2018). The Effects of E-Commerce on Employment and Productivity in Iran. *Journal of Economics Research*, *18*(68), 153-185. :Available at https://joer.atu.ac.ir/article_8690.html (in Persian)

Maleki, N. (2018). An analysis of the state of information and communication technology in Iran. Statistics (analytical-research bimonthly), 5(6), 31-34.

Miliotis, P., Poulymenakou, A., & Doukidis, G. (1998, September). The shift towards electronic commerce: Market transformation and employment impact. In *International Conference on Theory and Practice of Digital Libraries* (pp. 857-872). Springer, Berlin, Heidelberg.

Nissen, M. E., & Gates, W. R. (2004). Experimental analysis of e-employment market designs. *Journal of Organizational Computing and Electronic Commerce*, *14*(3), 195-222.

Colecchia, A. (2001). Defining and measuring e-commerce: Issues for discussion. In *IAOS Satellite Meeting on Statistics for the Information Society*.

Provincial GDP statistics, regional accounts, Statistical Centre of Iran. available at: https://www.amar.org.ir/

Sadeghi, S.K., Saremi, M., & Garshasebi, S. (2013). Inter-Provincial Comparison of ICT Impact on Employment in Iran. *Journal of Science and Technology Policy. 5(3), 45-54.* :Available at https://jstp.nrisp.ac.ir/article_12880.html?lang=fa (in Persian)

Samimi, S., & Hojabr Kiani, K. (2014). Effect of Information and Communications Technology on Employment of Iran's Manufacturing Industries. *Quarterly Journal of Economic Research and policies*. 22(70), 55-74. :Available at http://qjerp.ir/article-1-610-fa.html (in Persian)

SepehrDoust, H., & Khodaee, H. (2009). The inpact of information and Communication Technology on Employment in Selected OIC Members. *Journal of New Economy and Commerce. 5(19-20), 17-35.* :Available at https://www.sid.ir/paper/118648/fa (in Persian)

Shaukti, A. (2013). Profit on e-commerce indicators and available statistics in this field. Statistics (analytical-research bimonthly), 1(2), 20-24.

Singh, S. (2008). Impact of Internet and E-commerce on the Labour Market. *Indian Journal of Industrial Relations*, *43*(4), 633-644.

Statistics and information of the ICT Department, Radio Communications Regulatory Organization. Available at: https://opendata.cra.ir/ (in Persian)

Terzi, N. (2016). The impact of e-commerce on international trade and employment. In *Encyclopedia of E-Commerce Development, Implementation, and Management* (pp. 2271-2287). IGI Global.

The results of the labor force survey project, Statistical Centre of Iran, Available at: https://www.amar.org.ir/ (in Persian)

The performance report of the second year of the Ministry of Communications and Information Technology In the twelfth government - summer 1398. (2019). Available at: https://www.ict.gov.ir/report98.pdf (in Persian)

Qiwang, Z., & Xiaorui, W. (2020). Factors Influencing Employment Rate and Mobility of Science and Engineering and Economics and Management Graduates in Northeast China: An Examination. *SAGE Open*, *10*(2), 2158244020931935.

UNCTAD, Information Economy Report, Digitalization, Trade & Development. (2017).

United Nations Conference on Trade and Development. (2017). *Information economy report 2017: digitalization, trade and development*. UN.https://www.itu.int/en/ITU-D/Statistics/Pages/bigdata/default.aspx

Zahedi, F., Shahhosseini, S., & Tavakolian, H., & Mohammadi, T. (2017). The Impact of Information and Communication Technology on demand for labour in the selected developing countries. Thesis Submitted in Partial Fulfillment of the Requirements for the Degree of Master of Science (M.Sc.) Economics and E-commerce In Economics. Allameh Tabataba'i University Faculty of Economics. (in Persian)

Zhao, J. (2020). Internet usage and rural self-employment in China. *Asian Perspective*, *44*(1), 77-101.

Wieman, C. (1998). The high-tech transition: Technology and the prospects for improving infrastructure performance. *Journal of Urban Technology*, *5*(2), 21-46.

World Trade Organization (WTO). (2020). E-commerce, trade and the COVID-19 pandemic. *WTO Working Papers, No. 2020/05, WTO, Geneva*.

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2025) 22(1) 152-178**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271



Investigating structural and environmental factors on market dynamics in Iran's food and beverage industries

Afsar Azem *, Gholamreza Garainejad ** , Alireza Daqiqi Asli***, Ali Akbar Khosravi Nejad****

** PhD Student in Economics, Department of Economics, Central Tehran Branch , Islamic Azad University, Tehran, Iran*
Email:*ariaazem@gmail.com*
0000-0003-4942-9329
Postal address *:Central Branch Azad University, Tehran, Iran, Faculty of Economics and Accounting*
*** Assistant Professor of Economics Department, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran (Corresponding Author)*
Email:*r_geraei@yahoo.com*
*** Assistant Professor of Economics Department, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
Email*: daghighiasli@ gmail.com*
***** Assistant Professor of Economics Department, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran*
Email*: khosravinejadd@ gmail .com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 14 March 2022 ***Revision: 30 July 2022*** ***Acceptance:7 September 2022***	***M13, L11, L26, C23T***	***Food And Drinking Industry, Minimum efficient size, Entry rate, Exit rate, Structures market***

Further Information:
The present article is taken from the doctoral dissertation of Afsar Azem with Supervisor of Gholamreza Garainejad and Alireza Daqiqi Asli and Ali Akbar Khosravi Nejad at the University of Islamic Azad University, Tehran

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 the research, authorship, and publication of this article.

How to Cite:
Azem, Azem., Garainejad, Gholamreza., Daqiqi Asli, Alireza & Alireza, Alireza .(2025). Evaluating the impact of exchange rate fluctuations on core inflation using the Mandel-Fleming stochastic model and identifying the mutual relationship between exchange rate fluctuations and inflation deviations in Iran, *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 22(1), 152-178. [in persian]
10.22055/jqe.2022.40257.2480

© 2025 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/)

EXTENDED ABSTRACT

The main purpose of this study is to investigate the dynamics of firms entering and leaving the Iranian food and beverage industry market. To achieve this goal, the four-digit code (ISIC) data of 15 active the food and beverage industries, in the period 2009 - 2019 has been used. In addition to market structure variables, Minimum efficient size, Entry rate, Exit rate,Four fire concentration raite, … and environmental variables,Gross Domestice production and sanction affecting market dynamics, the impact of real exchange rate variables, exchange rate uncertainty, inflation and inflation uncertainty as control variables in the model have been studied. The method of measuring the uncertainty variables of the model is The Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) approach. The final model is also estimated as fixed effects by the Feasible Generalized Least Squares (FGLS) method. Indicates the significant impact of structural and environmental factors and in accordance with the theoretical and internal and external empirical studies on the dynamics of entry and exit of firms in the food and beverage industry market during the period under review. Also, the sanction variable has the most negative impact and Minimum efficient size have the least negative impact on the entry and exit dynamics of the industry

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

INTRODUCTION

Identifying the reasons and motivations for firms to enter and exit the market (turbulence) in terms of structural and environmental factors and the durability and stability of firms in industry are among the important issues affecting competitiveness and the process of economic growth and development. Therefore, considering the importance of the food and beverage in the industry, national economy and food security during the economic sanctions; In this study, we study the structural and environmental factors affecting market dynamics in the food and beverage industry of Iran using an econometric model based on theories and domestic and foreign experients during 2009-2019recommendations.

METHODOLOGY

In line with this goal, in the present study, the dynamics of entry and exit of firms to the food and beverage industry in Iran is recognized using the four-digit code of the International Classification of Goods and Services (ISIC) data of 15 active industries of the food and beverage group, over time 2009-2019. Using the panel data approach, the model specification is as follows:

$$\overbrace{Ln_ENTRY_{it} + Ln_EXIT_{it}}^{Ln_{TURBULENCE_{it}}} = \beta_0 + \beta_1 L_ln_ENTRY_{it-1} + \beta_2 L_Ln_EXIT_{it-1} + \\ +\beta_3 Ln_G_t + \beta_4 Ln_EXR_t + \beta_5 Ln_MESit + \beta_6 Ln_CR4_{it} + \beta_7 Ln_Share5_t + \\ \beta_8 Ln_GDPR_t + \beta_9 Ln_inflationr_t + \beta_{10} Ln_garchinf_t + \beta_{11} SanctionDM_t \\ + \beta_{12} Ln_garche_t$$

Where, i: represents the industry based on the ISIC code classification: 15, 000, 3, 2, 1, i = and T represents time.

In this model:

$\overbrace{Ln_ENTRY_{it} + Ln_EXIT_{it}}^{Ln_TURBULENCE_{it}}$:log enter rate + log exit rate.

$L_\ln\ _ENTRY_{it-1}$:log of lagged values of enter rate

$L_\ln\ _EXIT_{it-1}$:log of lagged values of exit rate

Ln_MESit:log of Minimum efficient scale

$\mathrm{Ln}_\mathrm{garche}xr$:log Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Real exchange rate

Ln_CR4it:log 4Firm Concentration ratio

Ln_G:log Industry employment growth rate

Ln_inf$lation$:log inflation rate
Ln_$Share5_t$:log Share of firms whit five emploees or less
Ln_GDP :log Real Gross domestic production
Ln$_{exr}$: log Real exchange rate
Ln$_{\text{garch}f}$: log Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity inflation rate
San$ction$DM $_t$i:Dummy.

FINDINGS

Overall, the results indicate that theSanction variable has the most negative impact and Minimum efficient scale have the least negative impact on the dynamics of entry and exit of firms in the food and beverage industry in Iran during the period under review**.**

CONCLUSION

The estimation of model for the Iranian food and beverage industry show a significant effect consistent with the theoretical foundations and findings of experimental studies in relation to market structure variables along with environmental and control variables on market turbulence and dynamics in this industry during the period under study. According to the estimated coefficient of variable Minimum efficient scale, it can be acknowledged that due to the small market of Iran and the consumption pattern and household income level, the food and beverage industry in the country does not have the benefits of Minimum efficient scale.

The positive and significant coefficient of real exchange rate variables and exchange rate uncertainty as control variables in the estimation model also confirms the effective role of real exchange rate variables and exchange rate uncertainty variables on the motivations of selective intensity and fluctuations in the food and beverage industry in Iran

Referenc

Asturias, J. Hur, S. Kehoe, T. & Ruhl, K. (2021). Firm Entry and Exit And Aggregate Growth.*NBERWorking paper series* 23202.

Alexandra, C. & Barbosa, N. (2020). Barriers to Entry, An Empirical Assessment of Portuguese Firm perceptions. *uropean Research on Management and Business Economics, 26*, 55.

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

Agarwal, R. & Gort, M. (1996). The Evolution of Markets and Entry, Exit and Survival of Firm.*The Review of Economics and Statistics,78* (3), 489 - 498.

Audretsch, D. B. (2007). Entrepreneurship Capital and Economic Growth. *Oxford Review of Economic policy, 23* (1), 63 - 78.

Baptista, R. & Karaoz, M. (2011). Turbulence in Growing and Declining Industries. *Small Business Economics, 36*, 249 - 270.

altagi, B. H. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data*. England, John Wiley & Sons, Third edition, West Sussex.

Benedetti, C. & Sanchez, M. Christensen, P. (2017). Entry an ssessment using quest Publications office of the European union , Luxembourg. doi, 10.2760/722488, JRC108932.

Beesley, M. E. & Hamilton, R. T. (1984). Small Firms Seeded Role and the Concept of Turbulence. *Journal of Industrial Economics, 33*(2), 217 – 231.

Bunch, D. & Smiley, R. (1992). Who deters entry? Evidence on the use of strategic entry deterrents. *view of Economics and Statistics,74*, 509 - 521.

Brakhasi, T. (2019). Relationship between competitive product markets (barriers to market entry, intensity of industry concentration and number of active firms) and asymmetric information in companies listed on the Tehran Stock Exchange. Fourth National Conference on Economics, Management and Accounting, Ahvaz.[in Persian]

Dehghani, A. (2014). Investigating the factors affecting market share, a case study of large food and beverage industries. Journal of Agricultural Economics and Development, 3 (28), 271.- 260. [in Persian]

Fotopoulos, G. & Spence, N. (1998). Entry and Exit from Manufacturing industries, Symmetry, Turbulence and Simultaneity – Some Empirical Evidence from Greek Manufacturing Industries, 1982-1988. Applied Economics, 30, 245 - 262.

Faizpour, M.; Lotfi, A. & Emami. M.M. (2013). The optimal size of production in the food and beverage industry and its changes during the second, third and fourth development plans. Journal of Food Industry Research, 23(1). [in Persian]

Islami, X. (2019). Barriers hindering the entry of new firms to the competitive market and profitability of incumbents. Journal of Contemporary Management Issues , 2, 121 - 143.

Jalalvand, V. & Shahiki. T, M. (2014). Investigating the relationship between the relative volume of taxes received from Iranian industrial enterprises and structural elements of the market with the aim of reforming the tax system based on panel data. Journal of Taxation, 22, 137 – 111.[in Persian]

Khodadad. K, F, Nourani. A, S & Ground, K. (2015). Comparative comparison of monopoly power in rubber and plastics industry in Iran. Journal of Applied Theories of Economics, 2 (3), 48- 37.[in Persian]

Khodadad. K. F. (1998). Market structure and performance Theory and its application in industry, Tehran, Publications of the Institute of Business Studies and Research. [in Persian]

Khodadad K. F. Nourani A, S. & Ishaqi G, M. (2016). Competition size, monopoly and behavioral pattern in Iran's industrial sector using a non-structural approach. Quarterly Journal of Business Research, Winter 2016, 1 – 29.[in Persian]

Khodadad K.F., Nourani A.S. & Ground, K. (2015). Comparative comparison of monopoly power in rubber and plastics industry in Iran. *Journal of Applied Theories of Economics, 2* (3), 48- 37. [in Persian]

Khodadad. K,F. (2011). *Industrial economics (theory and application).* Tehran, Samat Publications, first edition. [in Persian]

Karani, A,R. & Shahikitash, M, N. (2017). Entry and exit of firms and assessment of the severity of barriers to entry in the industrial sector based on industry theory. Q*uarterly Journal of Economic Research and Policy, 82* (25), 110-79. [in Persian]

Lutz, C. & Kemp, R.. (2006). Perceived Barriers to Entry, Are There any Differences Between Small, Medium-Sized and Large Companies? *International Journal of Entrepreneurship and Small Business, 3*(5), 538 - 553.

Mata, J. Portugal, P. Guimaraes, P. (1995).The survival of new plants, Start-up conditions and post-entry evolution. *International Journal of Industrial Organization , 13*, 459 – 482.

Mcgowan, A.A. & Andrews, D. (2016). Insolvency Regimes and Productivity Growth, A Framework for Analysis, ECO/WKP. 33 OECD. (2019). Barriers to Exit Background Note. 1 - 42.

Ozturk,S. & Kilic, D. (2012). Patterns and Determinants of Entry and Exit in Turkish Manufacturing Industries. *International Journal of Arts and Commerce,5* (1).

Peng, Q.(2019). Financial frictions, Entry and growth, Astudy of China. *Reviow of Economic Dynamics*, 34, 267-282.

Pirpour, H. and Samsami Mazrae Akhoond, H. (2024). Evaluating the impact of exchange rate fluctuations on core inflation using the Mandel-Fleming stochastic model and identifying the mutual relationship between exchange rate fluctuations and inflation deviations in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, (Article in Press), -. doi, 10.22055/jqe.2024.45713.2599 [in Persian]

Pourabadolhan K, M, Fallahi, F. & Ebrahimi H. (2020). Evaluating the market structure in the banking industry in Iran. *Journal of Industrial Economics Research, 13* (4), 11- 26. [in Persian]

Rosado, C. A. (2015). Barriers to entry vs, Competitive Strategy. *Cuadernos de Estudios Emperesariales, 25*, 67 - 86.

Resende, M. Ribeire, E. Zeidan, R. (2015).Dynamic Entry and Exit Linkages in the Brazilian Manufactureing Industry, An Econometric Invesstigation. I*nternational Journal of Entrepreneurship and Small Business, 3*(22), 1-21.

Resende, M, Eduardo, P & Zeidan, R. (2015). Dynamic Entry and Exit Linkages in the Brazilian Manufacturing Industry, An Econometric Investigation. *International Journal of the Economics of Business*.

Shapiro, D. & Khemani, R. S. (1987). The Determinants of Entry and Exit Reconsidered. *International Journal of Industrial organization*, 5, 15 – 23.

Sönmez, A. (2013). Firm Entry Survival, and Exit. *Academic Journal of Interdisciplinary Studies, 9*(2), 160 - 167.

Schmalensee, R. (1988). Industrial Economics, An overview. *Economic Journal, 98*, 643 – 681

Shahikitash, M. , Gholipoorbolasi, E. and Mohammadzadeh, A. (2015). Investigating Food and Beverage Industry Market Structure and Market Power Based on Leo and Bresnahan's Approach. *Journal of*

Agricultural Economics & Development, *29*(2), 204-215. doi: 10.22067/jead2.v0i0.44819 [in Persian]

Soheili, K., Fattahi, Sh., Zabihidan, M.S., & Hadizadegan, M.. (2014). The Relationship Between Efficiency and Industrial Concentration of Food and Beverage Industries in Iran. *Economic Modelling*, 8(3 (27)), 37-51. Sid. Https://Sid.Ir/Paper/176152/En [in Persian]

Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE) **(2025) 22(1) 179-210**

Shahid Chamran University of Ahvaz

Quarterly Journal of Quantitative Economics

Journal Homepage: www.jqe.scu.ac.ir
Print ISSN: 2008-5850
Online ISSN: 2717-4271



Measuring multiple bubbles in the international oil market

Aziz Zaheri Abdehvand, * Amir Hortamani , ** Saeed Aghasi***

** Ph.D Candidate; Department of Economics; Dehaghan Branch; Islamic Azad University; Dehaghan; Iran.*
Email: *Aziz.zaheri55@yahoo.com*
*** Assistant Professor, Department of Economics; Dehaghan Branch; Islamic Azad University; Dehaghan; Iran. (Corresponding Author)*
Email*: amir_hortamani@yahoo.com*
0000-0002-8018-4762
Postal address*: 11th street, padad, ahvaz, khozestan, 6183985599, iran.*
**** Assistant Professor, Department of Management, Dehagan Branch, Islamic Azad University, Dehagan, Iran.*
Email*: sae_aghasi@yahoo.com*

ARTICLE HISTORY	JEL CLASSIFICATION	KEYWORDS
Received: 07 May 2022 ***revision: 20 November 2022*** ***acceptance: 09 July 2023***	***G01 ،G12 ،C22***	***Bubble, Oil, Brent, West Texas, Root unit unit tests.***

Further Information:
The present article is taken from the doctoral dissertation of Aziz Zaheri Abdehvand with Supervisor of Amir Hortamani at the Islamic Azad University.

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 the research, authorship, and publication of this article.

How to Cite:
Abdehvand, Aziz Zaheri., Hortamani, Amir & Aghasi, Saeed. (2025). Measuring multiple bubbles in the international oil market. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 22(1), 179-210. [in persian]
10.22055/jqe.2023.40753.2482

© 2025 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/)

EXTENDED ABSTRACT

INTRODUCTION

The non-renewable energy of oil has now been able to occupy a significant part of the global economy, as one of the important sources and for the chemical products; so that the economy of many countries (both exporters and importers) is dependent on it. The energy crises (such as the bubble) lead to macro effects in the global economy and create special conditions for market participants, in this framework. Oil price bubbles can lead to further developments in the international economy by affecting the supply and demand mechanism. The fact is that oil is a production input and store of value creates a political and strategic role for that. Oil can be considered the most prominent and volatile commodity in the global economy and financial markets. Oil and oil products are not only used as raw materials by many economic enterprises, but are also used in many service and traded sectors on the stock exchange. Therefore, any fluctuations in oil prices will have global and regional effects on the global economy.

METHODOLOGY

The main purpose of the research is to investigate the existence of price bubbles in the international oil markets using recursive unit root tests (GSADF, RADF, SADF).

In this regard, the monthly data of Brent, West Texas, Iran and Oman oil prices were used in the period of 1980:01 to 2018:06.

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

FINDINGS

The results showed that Iran, Brent, Oman and West Texas oil prices have experienced nine, ten, nine and eight bubble periods, respectively. Also, although the history of the bubbles are somewhat close to each other, but they differ from each other from the point of view of the bubble structure, so that the bubble structure of Iran, Brent, Oman and West Texas oil prices is 44%, 50%, 37% and 25% respectively. It is multiple bubbles.

CONCLUSION

Oil price changes and the occurrence of the bubble in this market (especially) can give an important signal to policy makers; because this bubble market can indicate the fear of an economic collapse among investors, itself (as one of the early warning signs of a financial crisis). Therefore, it is very important for policymakers to know when oil bubbles occur; because these bubbles will create potential consequences on financial stability. On the other hand, knowing about the occurrence of the bubble is not enough, but the policymaker must be able to decide between observing the developments and the market collapse, and fighting against speculative activities. This can be the subject of a complete study to examine this issue as closely as possible. For example, the central bank can prevent the fluctuation of the dollar price and stabilize the price to avoid making wrong monetary decisions, by knowing the potential effect of the dollar on oil price bubbles. There is a possibility of reducing speculative activities in favor of stabilizing the price of basic commodities, including crude oil, as a result of taking such a decision.

References

Almudhaf, F. (2017). Speculative bubbles and irrational exuberance in African stock markets. *Journal of Behavioral and Experimental Finance, 13*, 28-32.

Alola, A. (2019). The trilemma of trade, monetary and immigration policies in the United States: accounting for environmental sustainability. *Science of the Total Environment, 658*, 260-267.

Alola, A. (2021). Evidence of speculative bubbles and regime switch in real estate market and crude oil price: Insight from Saudi Arabia. *International Journal of Finance & Economics, 26*(3), 3473-3483.

Alquist, R., & Gervais, O. (2013). The role of financial speculation in driving the price of crude oil. *The Energy Journal, 34*(3).

Arezki, R., & Blanchard, O. (2014). Seven questions about the recent oil price slump. *IMFdirect-The IMF Blog, 22*.

Arora, V., & Shi, S. (2016). Energy consumption and economic growth in the United States. *Applied economics, 48*(39), 3763-3773.

Baumeister, C., & Kilian, L. (2016). Understanding the Decline in the Price of Oil since June 2014. *Journal of the Association of Environmental and resource economists, 3*(1), 131-158.

Baur, D. G., & Glover, K. J. (2012). The destruction of a safe haven asset? *Available at SSRN 2142283*.

Bernanke, B. (2016). The relationship between stocks and oil prices. *Ben Bernanke's Blog on Brookings posted on February, 19*(2016).

Bertelsen, K. P. (2019). Comparing the Supremum Augmented Dickey Fuller and Log Periodic Power Law Frameworks for Identifying Bubbles. *Available at SSRN 3392208*.

Blanchard, O. J. (1979). Speculative bubbles, crashes and rational expectations. *Economics letters, 3*(4), 387-389.

Blanchard, O. J., & Watson, M. W. (1982). Bubbles, rational expectations and financial markets. In: National Bureau of economic research Cambridge, Mass., USA.

Bohl, M. T. (2003). Periodically collapsing bubbles in the US stock market? *International Review of Economics & Finance, 12*(3), 385-397.

Brooks, C., & Katsaris, A. (2005). Trading rules from forecasting the collapse of speculative bubbles for the S&P 500 composite index. *The Journal of Business, 78*(5), 2003-2036.

Caspi, I. (2014). *Testing for a Bubble in Israeli Home Prices*. Retrieved from

Chai, J., Xing, L.-M., Zhou, X.-Y., Zhang, Z. G., & Li, J.-X. (2018). Forecasting the WTI crude oil price by a hybrid-refined method. *Energy Economics, 71*, 114-127.

Cooper, J. C. (2003). Price elasticity of demand for crude oil: estimates for 23 countries. *Opec review, 27*(1), 1-8.

Cortazar, G., & Schwartz, E. S. (2003). Implementing a stochastic model for oil futures prices. *Energy Economics, 25*(3), 215-238.

Diba, B. T., & Grossman, H. I. (1988). The theory of rational bubbles in stock prices. *The economic journal, 98*(392), 746-754.

Evans, G. W. (1991). Pitfalls in testing for explosive bubbles in asset prices. *The American Economic Review, 81*(4), 922-930.

Franco Ruiz, C. A. (2020). Markets never give in: an asset price bubble analysis. In: Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey.

Gibson, R., & Schwartz, E. S. (1990). Stochastic convenience yield and the pricing of oil contingent claims. *The Journal of Finance, 45*(3), 959-976.

Gürkaynak, R. S. (2008). Econometric tests of asset price bubbles: taking stock. *Journal of Economic surveys, 22*(1), 166-186.

Hamilton, J. D. (2009). Understanding crude oil prices. *The Energy Journal, 30*(2).

Iliyasu, J., Rafindadi Sanusi, A., & Suleiman, D. (2019). Testing For Multiple Bubble Episodes In Nigerian Stock Exchange Market. *Ilorin Journal of Economic Policy, 6*(6), 13-26.

Iliyasu, J., & Saba, N. D. (2019). Testing for single bubble episode in the Nigerian stock market: An empirical investigation. *CBN Journal of Applied Statistics, 10*(1), 29-49.

Jalali, O., Nasrollahi, Z., & Hatefi Madjumerd, M. (2020). Reversal Incentives, Game Theory, Team Product, Experimental Study. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 17*(4), 1-28. doi:10.22055/jqe.2020.26957.1929

Kaufmann, R. K. (2011). The role of market fundamentals and speculation in recent price changes for crude oil. *Energy Policy, 39*(1), 105-115.

Kaufmann, R. K., & Connelly, C. (2020). Oil price regimes and their role in price diversions from market fundamentals. *Nature Energy, 5*(2), 141-149.

Khan, K., Su, C.-W., & Rehman, A. U. (2021). Do multiple bubbles exist in coal price? *Resources Policy, 73*, 102232.

Kilian, L. (2008). The economic effects of energy price shocks. *Journal of economic literature, 46*(4), 871-909.

Kilian, L., & Murphy, D. P. (2014). The role of inventories and speculative trading in the global market for crude oil. *Journal of Applied econometrics, 29*(3), 454-478.

Köseoğlu, S. D. (2019). Behavioral Finance vs. Traditional Finance. In *Behavioral Finance and Decision-Making Models* (pp. 1-23): IGI Global.

Lammerding, M., Stephan, P., Trede, M., & Wilfling, B. (2013). Speculative bubbles in recent oil price dynamics: Evidence from a Bayesian Markov-switching state-space approach. *Energy Economics, 36*, 491-502.

Lawal, A. I., Olayanju, T., Salisu, A. A., Asaleye, A. J., Dahunsi, S., Dada, A. O., . . . Popoola, O. (2019). Examining rational bubbles in oil prices: Evidence from frequency domain estimates. *International Journal of Energy Economics and Polic, 9*(2), 166-173.

Liu, T.-Y., & Lee, C.-C. (2018). Will the energy price bubble burst? *Energy, 150*, 276-288.

Maldonado, W. L., Tourinho, O. A., & Valli, M. (2012). Exchange rate bubbles: Fundamental value estimation and rational expectations test. *Journal of International Money and Finance, 31*(5), 1033-1059.

Meese, R. A. (1986). Testing for bubbles in exchange markets: A case of sparkling rates? *Journal of political economy, 94*(2), 345-373.

Naser, H. (2015). Analysing the long-run relationship among oil market, nuclear energy consumption, and economic growth: An evidence from emerging economies. *Energy, 89*, 421-434.

Nasrollahi, Z., Jalali, O., & Hatefi Madjumerd, M. (2017). Multiple Bubbles of the Gold Market: Origination, Explosion and Complete Deletion. *Journal of Econometric Modelling, 2*(1), 81-111. doi:10.22075/jem.2017.2656

Pavlidis, E. G., Paya, I., & Peel, D. A. (2018). Using market expectations to test for speculative bubbles in the crude oil market. *Journal of Money, Credit and Banking, 50*(5), 833-856.

Phan, D. H. B., Sharma, S. S., & Narayan, P. K. (2015). Oil price and stock returns of consumers and producers of crude oil. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 34*, 245-262.

Phillips, P. C., Shi, S., & Yu, J. (2015a). Testing for multiple bubbles: Historical episodes of exuberance and collapse in the S&P 500. *International economic review, 56*(4), 1043-1078.

Phillips, P. C., Shi, S., & Yu, J. (2015b). Testing for multiple bubbles: Limit theory of real-time detectors. *International economic review*, *56*(4), 1079-1134.

Phillips, P. C., Wu, Y., & Yu, J. (2011). Explosive behavior in the 1990s Nasdaq: When did exuberance escalate asset values? *International economic review*, *52*(1), 201-226.

Schaller, H., & van Norden, S. (2002). Fads or bubbles? *Empirical Economics*, *27*, 335-362.

Scheinkman, J. A., & Xiong, W. (2003). Overconfidence and speculative bubbles. *Journal of political economy*, *111*(6), 1183-1220.

Shahabadi, A., Motamedd, S., & Chayani, T. (2022). The Effect of Types of Capital on Brain Drain in the Selected Petroleum Exporting Countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *19*(3), 155-180.

Shi, S., & Arora, V. (2012). An application of models of speculative behaviour to oil prices. *Economics letters*, *115*(3), 469-472.

Singleton, K. J. (2014). Investor flows and the 2008 boom/bust in oil prices. *Management Science*, *60*(2), 300-318.

Su, C.-W., Li, Z.-Z., Chang, H.-L., & Lobonț, O.-R. (2017). When will occur the crude oil bubbles? *Energy Policy*, *102*, 1-6.

Van Norden, S., & Schaller, H. (1993). The predictability of stock market regime: evidence from the Toronto Stock Exchange. *The review of Economics and Statistics*, 505-510.

West, K. D. (1987). A specification test for speculative bubbles. *The Quarterly Journal of Economics*, *102*(3), 553-580.