

## فهرست

### □ مقالات

- ویژگی‌های نیروی کار و نقش آن‌ها در مزد منصفانه (تحلیل وضعیت ایران).....۳  
جعفر عبادی و ابوالفضل پاسبانی صومعه
- بررسی آثار کیفیت دولت بر کارایی اندازه دولت .....۲۹  
هادی حق‌شناس و اکبر کمیجانی
- اثر اجرای سیاست تعدیل اقتصادی در بخش بهداشت و درمان بر رشد اقتصادی ایران.....۴۳  
ناصر الهی، مجید رضایی و نگار بیرجندی
- شاخص‌های ممنوعیت ربا در عملکرد بانکداری بدون ربا در ایران  
بررسی موردی تسهیلات اعطایی شعب بانک تجارت مشهد مقدس.....۶۷  
محمدنقی نظرپور، محمدرضا یوسفی و میمنت ابراهیمی
- سنجش هزینه رفاهی اجتماعی ناشی از آلودگی زیست‌محیطی صنایع انرژی‌بر ایران.....۹۵  
محمدنبی شهبکی تاش، محمدحسن فطرس و مصطفی خواجه حسنی
- تورم، نااطمینانی تورمی و پراکندگی قیمت‌های نسبی در ایران.....۱۱۵  
بیژن صفوی و مهسان محمد علیزاده
- آزمون الگوی اهل‌ووالیا-آسافو
- در شناسایی عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی بخش روستایی ایران.....۱۳۷  
علی باقرزاده
- برآورد روند شاخص امنیت اقتصادی در ایران (کاربرد منطق فازی) .....۱۵۳  
حسین صادقی، امین گلوانی و اعظم خوشخو
- اثرات امنیت اقتصادی بر توسعه گردشگری در ایران.....۱۷۱  
بهرز صادقی عمروآبادی، احمد گوگردچیان، نجفعلی شهبازی و محسن سیفی کفشگری
- اندازه دولت و آزادی تجاری در ایران:
- شواهدی از مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR).....۱۹۹  
سعید کریمی پتانلار، جلال منتظری شورکچالی و ایوب خزایی

### □ چکیده مقالات به انگلیسی

.....۲۱۹

## داوران این شماره (به ترتیب الفبا):

ناصر الهی (استادیار دانشگاه مفید)، حمید ابریشمی (استاد دانشگاه تهران)، حسین اصغرپور (دانشیار دانشگاه تبریز)، زهرا افشاری (استاد دانشگاه الزهرا)، مجتبی باقری تودشکی (استادیار دانشگاه مفید)، محمد صادق بختیاری (استاد اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد اصفهان)، امیر خادم‌علیزاده (استادیار دانشگاه علامه طباطبایی)، منصور خلیلی عراقی (استاد دانشگاه تهران)، یدا... دادگر (استاد دانشگاه شهید بهشتی)، سعید راسخی (استاد دانشگاه مازندران)، تیمور رحمانی (دانشیار دانشگاه تهران)، مجید رضایی (عضو هیأت علمی دانشگاه مفید)، حسن سبحانی (استاد دانشگاه تهران)، احمد سعیدی (عضو هیأت علمی دانشگاه مفید)، ابوالفضل شاه‌آبادی (دانشیار دانشگاه بوعلی سینا)، حسین صادقی (دانشیار دانشگاه تربیت مدرس)، علی صالح‌آبادی (استادیار دانشگاه امام صادق(ع))، سید کاظم صدر (استاد دانشگاه شهید بهشتی)، جواد صلاحی (استادیار دانشکده اقتصاد و حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی)، حسن طایی (دانشیار دانشگاه علامه طباطبایی)، سیدکمیل طیبی (استاد گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان)، جعفر عبادی (دانشیار دانشگاه تهران)، حسین عباسی‌نژاد (استاد دانشگاه تهران)، قهرمان عبدلی (دانشیار دانشگاه تهران)، سیدهادی عربی (استادیار پژوهشگاه حوزه و دانشگاه)، زهرا میلا علمی (دانشیار دانشگاه مازندران)، سعید عیسی‌زاده (دانشیار دانشگاه بوعلی سینا)، اسد... فرزین و ش (دانشیار دانشگاه تهران)، غلامرضا کشاورز حداد (دانشیار دانشگاه صنعتی شریف)، اکبر کمپجانی (استاد دانشگاه تهران)، سیدضیاءالدین کیا‌الحسینی (استادیار دانشگاه مفید)، ابراهیم گرجی (استاد دانشگاه تهران)، محمدتقی گیلک حکیم‌آبادی (دانشیار دانشگاه مازندران)، محمود متوسلی (استاد دانشگاه تهران)، محمود مشهدی احمد (استادیار دانشگاه تهران)، فرشاد مومنی (دانشیار دانشگاه علامه طباطبایی)، محسن مهرآرا (استاد دانشگاه تهران)، محمد نادعلی (دکترای اقتصاد و کارشناس اقتصادی بانک مرکزی)، زهرا نصراللهی (دانشیار دانشکده اقتصاد مدیریت و حسابداری دانشگاه یزد)، محمدتقی نظرپور (دانشیار دانشگاه مفید)، حسین نمازی (استاد دانشگاه شهید بهشتی)، سیدمحمد رضا سیدنورانی (دانشیار دانشگاه علامه طباطبایی)، محمدرضا یوسفی (استادیار دانشگاه مفید).

# ویژگی‌های نیروی کار و نقش آن‌ها در مزد منصفانه (تحلیل وضعیت ایران)

جعفر عبادی<sup>۱</sup>

دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

ابوالفضل پاسبانی صومعه<sup>۲</sup>

استادیار اقتصاد پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات اجتماعی جهاد دانشگاهی

تاریخ دریافت: ۹۱/۰۷/۱۲

تاریخ تأیید: ۹۲/۰۸/۱۴

## چکیده

با توجه به فقدان توضیحی همه جانبه از عوامل مؤثر بر مزد منصفانه، مقاله حاضر با استفاده از روش تحلیلی، هشت بعد از ویژگی‌های (نیروی کار) مؤثر بر تعیین مزد منصفانه را در چارچوب رویکردی میان رشته‌ای و مبتنی بر مبانی تحقیقی، تبیین نموده و از طریق تکمیل پرسش‌نامه و مصاحبه کیفی با نمایندگان از گروه‌های کاری و کارفرمایی و متخصصین دانشگاهی در سال ۱۳۹۰، مورد سنجش قرار داد، تا نحوه اولویت‌دهی آن عوامل در ایران به انتخاب کارشناسان آزمون شود. به این ترتیب برای رسیدن به مزد منصفانه، توجه به همه ویژگی‌های کارگر (که عموماً اثری متوسط و یا قوی دارند) لازم است. به بیان دقیق‌تر علاوه بر تولید نهایی نیروی کار (دارای رده سوم اهمیت)، مؤلفه‌های دیگر مخصوصاً میزان مهارت و خلاقیت و نوآوری کارگر نیز اثری قابل توجه و قوی دارند. همچنین کارفرمایان و کارگران در بیشتر موارد جایگاه و وزن متفاوتی برای هر یک از مؤلفه‌ها قائل می‌باشند، که لازم است تا با استفاده از رویکرد نهادی، به مرور و از طریق انجام گفتگوهای سازنده، شکاف موجود در رتبه‌بندی مؤلفه‌ها کاهش یابد.

واژگان کلیدی: ویژگی‌های نیروی کار، مزد منصفانه، تولید نهایی کارگر

طبقه‌بندی موضوعی: J31, J33, J83, D63

## مقدمه

رسیدن به مفهوم مزد منصفانه، مستلزم شاخص‌هایی گوناگون و وجود ترکیبی سازگار میان آن‌ها است که در چارچوب نهادهایی خاص برقرار خواهد شد (عبادی، پاسبانی، ۱۳۹۲: ۱۰۳). پس همان‌طور که تعیین مزد از سوی نهادهای موجود، نوعی ارزشگذاری از شاخص‌ها را بازنمایی می‌کند، واجد اهمیت است تا ابعاد شکل‌دهنده مزد منصفانه مورد تأکید

1. Email: jebadi@ut.ac.ir

2. Email: A.Pasebanism@gmail.com

«نویسنده مسئول»

واقع شود. بنابراین برای رعایت برابری مبادله یعنی مزد منصفانه به ازای تلاش منصفانه (Akerlof & Yellen, 1990)، باید توجه داشت که آورده‌های متنوع کارگران، استحقاق دریافتی متناسب را دارند (رضائیان، ۱۳۸۸: ۲۸).

آورده‌های کارگر عبارت از زمان، تحصیلات، یادگیری حین کار، تجربه، عملکرد گذشته و خوشنامی، توان و مهارت، خلاقیت، قدمت، عمر، وفاداری به بنگاه، صفات شخصیتی و هویت جمعی، تلاش و ظاهر شخصی اوست. همچنین دریافتی‌هایش شامل: مزد ناشی از کار، مزایای جانبی، بیمه، کسب تجربه و مأموریت‌های چالشی، مرخصی با حقوق، امنیت شغلی، پیشرفت شغلی و ارتقاء، نشانه‌های اعتبار، محیط کاری امن و دلپسند، فرصت رشد و بهبود عملکرد، سرپرستی و حمایت، شناسایی و مشارکت در تصمیم‌های مهم می‌باشد.

همچنین بی‌تردید با فرض درستی ساختارهای اعمال مدیریت، امکان بررسی و سازماندهی مجدد قراردادها و مبادلات به طور ادواری (با نظم یک تا ده سال) وجود دارد (ویلیامسون، ۲۰۰۰: ۱۳). بنابراین ضروری است تا به مجموعه‌ای از قوانین، به جای یک قانون قرارداد کاری همه منظوره در بازار کار، پرداخته شود. کامنز کار را واحد نهایی فعالیت، شامل سه مرحله «تضاد»، «تفاهم بر منافع متقابل» و «نظم» دانسته و واحد مبادله می‌نامد (Kamenz, 1932: 4). بنابراین اعمال مدیریت، تلاش برای بنای ساختار نظم است که با آن از تضادها کاسته و بر منافع دو جانبه مشخص، تفاهم می‌گردد (ویلیامسون، ۲۰۰۰: ۱۱).

همچنین از آنجا که هر رویکرد اقتصادی متضمن فرض‌های نظری (حتی بیان نشده) است، این فرض که کارکنان، بیشتر با سطح مزد دریافتی، به کار برانگیخته می‌شوند، یک تبیین نظری از رفتار می‌باشد که تحقیقات جامعه‌شناسی صنعتی آن را تبیین غلطی می‌داند (گیدنز، ۱۳۸۷: ۴۰). بنابراین هر چند روش‌شناسی نئوکلاسیک دارای فراگیرترین ساختار تحلیلی است، اما فاصله آن با واقعیت اقتصاد بیش از سایر قرائت‌ها می‌باشد (Mises, 1960). در نتیجه این باور که آنچه برای جبران کارگر انجام می‌شود، آنقدر روشن است که نیازی به بازبینی ندارد، زهری کشنده است. چون هر نظام مزدی، در معرض انحراف از عدالت می‌باشد، پس همفکری و بازبینی قراردادها فرآیندی دائمی خواهد بود.

به علاوه مزد عموماً ترجمان منزلت فرد، در بنگاه و جامعه بوده و قضاوت‌هایی را درباره شایستگی، ارزش و عملکرد فرد به همراه دارد. حال آنکه پول پرداختی به عنوان مزد، کمیتی است که می‌خواهد مترادف ناملموس‌ترین و حساس‌ترین ارزش‌ها و کیفیت‌ها باشد. پس تلاش

برای تبیین فرمول قطعی تعیین مزد، موفقیت‌آمیز نبوده و بیشتر با زدودن کاستی‌ها، در یک چارچوب نسبی و نه استعلایی (سن، ۱۳۹۰: ۱۳۵)، تقریباً به سوی مزد منصفانه ممکن می‌شود (همان، ۳۱۶). یعنی چون با کمیت پول نمی‌توان به طور بایسته، کیفیت کار را جبران نمود، لازم است تا به طور ادواری در پرداخت مزد تجدیدنظر نمود، تا بیش از پیش به مزد منصفانه نزدیک شد.

همچنین با توجه به دلایل و علل بروز مفهوم مزد منصفانه و منافع آن در افزایش بهره‌وری، به روشنی وجود تضاد یا توافق در مناسبات کاری، آثار متفاوتی در وضعیت بهره‌وری دارد. مزد منصفانه با جداسازی نیروهای خوب از بد، ریسک‌پذیر شدن کارگر، رشد و نوسازی کارکنان، ایجاد احساس دین، امکان مدیریت، بسترسازی اخلاقی و روانشناختی برای مشارکت کارگران و تقویت هویت کاری آن‌ها، در ارتقاء بهره‌وری اثر می‌گذارد (عبادی، پاسبانی، ۱۳۹۲: ۹۷). همچنین وابستگی و اطلاعات متقابل کارگر و کارفرما، وجود نوعی سلسله مراتب بوروکراتیک از پایین و ویژگی روانشناختی انسان در مقایسه خود با دیگران و عدم امکان عملی پرداخت مزد برابر با تولید نهایی، موجب طرح این مفهوم شد تا بستر لازم برای کاهش تنازعات و ساماندهی روابط کاری را فراهم نماید (پاسبانی، ۱۳۹۲).

با عنایت به موارد فوق و با توجه به مضار و آثار نابرابری غیرمنصفانه در مزدها، توجه همه جانبه به این مسئله، یعنی مفهوم مزد منصفانه و تبیین آن ضرورت می‌یابد. برای ورود به بحث عمده‌ترین بعد تشکیل‌دهنده مزد منصفانه، یعنی ویژگی‌های خود کارگر و جایگاهش (شامل مؤلفه‌های هشتگانه)، لازم است تا ابتدا به انتقادات چندگانه مطرح درباره نظریه برابری مزد با تولید نهایی اشاره شود.

## ۱- نگاهی دوباره به مفهوم تولید نهایی کارگر

نظام پرداخت مبتنی بر بازدهی نهایی، میان پاداش و تلاش رابطه ساده‌ای را در یک بازار رقابتی برقرار می‌کند (Hicks, 1970: 28)، که همان نظریه بهره‌وری نهایی توزیع<sup>۱</sup> قلمداد می‌شود (Walters & Layard, 1987: 259). به علاوه بخش ثابت درآمد، هر چند به کارگر اطمینان می‌دهد که برای رفع نیازها و انتظاراتشان حداقلی در نظر گرفته شده است (وب، بودی، ۱۳۶۹: ۳۷۳-۳۷۵)، اما قاعده «برای هر کس به اندازه سهم و ایفای نقش او» مصادیق فراوانی از توزیع در اقتصاد رقابتی کامل را در بر دارد. با پذیرش این نظریه توزیع، هر عامل بر اساس مقداری که به ستانده

---

1. Marginal Productivity of Distribution

می‌افزاید، درآمد کسب می‌کند. با فرض مالکیت خصوصی در ابزار تولید این امر به ایده سنتی «حق طبیعی مالکیت نسبت به ثمره کار خود» رجوع می‌کند (Rawls, 2003: 271). بر این پایه، برخی «قاعده سهم» را مؤید اصل عدالت در مرحله سوسیالیسم (از هر کس به اندازه توان و به هر کس به اندازه سهم) می‌دانند (Marx, 1973).

با وجود تلاش برای توضیح تئوریک سهم عوامل در تابع تولید (لیارد و والترز، ۱۳۷۷: ۷۶)، آنچه می‌توان انجام داد، اندازه‌گیری تغییرات حاصل در نهاده‌های مشاهده‌پذیر و تفسیر آن در پرتو مفاهیم نظری است (بلاگ، ۱۳۸۰: ۲۴۱). بنابراین محتمل است نظریه‌ای در مورد مردها یا نرخ سود داشت، بدون اینکه نظریه‌ای در مورد سهم دستمزدها یا سودها در نظر باشد<sup>۱</sup>. واقعیت این است که سهم هر یک از عوامل، نتیجه عملکرد نیروهای متعددی است و نظریه‌ای که بکوشد به طور مستقیم به بررسی آن‌ها بپردازد، باید مفروضاتی ساده‌کننده در نظر بگیرد (همان، ۲۴۲). پس تعجبی ندارد که یکی از حامیان نئوکلاسیک نتیجه بگیرد پیش‌بینی سهم درآمدها، خارج از توان است (پن، ۱۹۷۱: ۲۱۴). مثلاً در بررسی میزان مزد کارگران فاقد تجربه، ملاحظه می‌شود که فقط آن‌ها که آموزش تخصصی می‌بینند، محصول نهایی جاری خود را دریافت می‌کنند. با توجه به وضع کارگران دارای تجربه نیز، دیده می‌شود که تنها کارگران مجرب دارای آموزش عمومی، می‌توانند محصول نهایی جاری را به دست آورند.

بنابراین در دنیای واقع، تنها معدودی از کارگران در بازار کار رقابت کامل، معادل محصول نهایی جاری خویش دریافت می‌کنند. در این شرایط آزمون نظریه برابری تولید نهایی با مزد، کار آسانی نیست (بلاگ، ۱۳۸۰: ۲۴۳-۲۴۴). اغلب نئوکلاسیک‌های قرن نوزدهم کوشیدند تا منکر این باور شوند که نظریه بهره‌وری نهایی جواب‌هایی آماده برای مسائلی چون مالکیت خصوصی و عدالت توزیعی دارد. آنان این درس را از میل آموخته بودند که قوانین توزیع برخلاف تولید، به شکل قاطعی متأثر از کنش جمعی انسان‌ها می‌باشد (بلاگ، ۱۳۸۰: ۲۳۹). به علاوه پر واضح است که تولید نهایی، درآمد عامل تولید را تعیین نمی‌کند، بلکه درآمد عامل تولید متأثر از تقاضا و عرضه آن می‌باشد (Layard & Walters, 1987: 259). البته بازار کار از حساسیت بالاتری نسبت به سایر بازارها برخوردار است و عرضه و تقاضای صیرف، کارکردی مشابه سایر

۱. برای جلوگیری از سردرگمی‌های ناشی از زبان باید توجه داشت که منظور از نظریه توزیع، نظریه‌ای درباره سهم توزیعی است، در حالی که در اقتصاد متعارف نظریه توزیع درآمد، نظریه‌ای در مورد قیمت‌گذاری عوامل تولید است (ر.ک: بلاگ، ۱۳۸۰، ص ۲۴۰).

بازارها ندارند (Hicks, 1970: 29).

این مفهوم که توزیع کارکردی درآمد (همانند تابع تولید کل ساده کاب داگلاس) را می‌توان با استفاده از اصول بهره‌وری نهایی توضیح داد، برای نخستین بار در کتاب نظریهٔ مزدهای هیکس (۱۹۳۲)، با ابداع مفهوم کشش جانشینی بین سرمایه و کار مورد نقد و بررسی قرار گرفت (بلاگ، ۱۳۸۰: ۲۳۹). هیکس از کشش جانشینی مبتنی بر عرضه و تقاضا، به عنوان تفسیری برای تعیین سطوح مزدی استفاده نمود (Hegemann Hamouda, 2005: 64). بی‌تردید هر چه میزان سهولت جانشینی دیگر نهاده‌ها با کارگر بیشتر باشد (هر چند که امکان جانشینی به اندازه زیادی ناپیوسته و غیرمداوم می‌باشد) (Reynolds, 1970: 69)، تقاضای کارگر نیز کشش بیشتری خواهد داشت و بالعکس (Layard & Walters, 1987: 267).

همچنین تقاضا ممکن است تحت تأثیر عواملی جابجا شود که متناسب با کشش تقاضا و عرضه کارگر، بر سطح مزد تأثیر می‌گذارد. طبق قوانین مارشال در داخل یک صنعت (قدر مطلق) کشش تقاضا برای عامل تولید به طور مستقیم با (قدر مطلق) کشش تقاضا برای محصولی که این عامل آن را تولید می‌کند، سهم این عامل در هزینه تولید، کشش عرضهٔ عامل تولید دیگر، کشش جانشینی میان این عامل تولید و عامل دیگر، تغییر می‌کند (Ibid. 260).

هیکس دو شرط رؤیایی اما ضروری برای تعادل بازار کار را عبارت از: الف- مزد یکسان همه کارگران (با فرض همگن بودن)؛ و ب- مزد برابر با تولید نهایی نیروی کار، می‌دانست. مشخص است که بهره‌وری نهایی کارگر و تعداد افراد استخدام شده، فقط وابسته به اندازه تولید نیست بلکه اغلب به روش‌های متنوع تولید وابسته است (Hicks, 1970: 27, 32). او متوجه شد که در دنیای واقع، برابری مزد با تولید نهایی، به ندرت ایجاد خواهد شد (Ibid. 27). یعنی به خاطر پویایی‌های اقتصاد و اینکه تطبیق با تغییرات به طور آنی نمی‌باشد، نمی‌توان نتیجه گرفت که برابری مزد با تولید نهایی، به طور واقعی و در عمل حاصل شود (Ibid. 33).

شوک‌های دائمی و موقت نیز به همراه تغییرات ساختاری مستمر، سازگاری و تطبیق کامل در هر لحظه را نشدنی کرده است. واکنش عقلایی به تغییرات، نیازمند یک فرآیند یادگیری می‌باشد (یعنی اعمال روش انتظارات عقلایی به طور کامل میسر نیست). در نتیجه مزدها نسبت به اثرات پیش‌بینی شدهٔ سیاست تقاضا، عکس‌العمل سریع نشان نمی‌دهند (برانسون، ۱۳۷۸: ۲۸۰-۲۸۱).

به علاوه تردیدی نیست که رابطه  $W=MPL$  برای هر کارگر قابل اندازه‌گیری نمی‌باشد و به لحاظ تئوریک تولید نهایی آخرین کارگر اضافه شده به بنگاه (که مسیری کاهنده را طی می‌کند)

مبنای پرداخت مزد قرار می‌گیرد. بنابراین کارفرما از این رانت برخوردار می‌شود که نخستین کارگران پیوسته به بنگاه و دارای تولید نهایی بالاتر، اکنون باید مزد پایین‌تری معادل تولید نهایی آخرین فرد پیوسته به بنگاه، دریافت دارند. این پدیده نشان از نوعی اضرار کارگران جدید به متقدمین (از طریق کاهش مزد) دارد. در نتیجه به افرادی که قبل از آخرین نفر به بنگاه پیوسته‌اند، معادل تولید نهایی خودشان پرداخت نمی‌شود.

همچنین تغییر دائمی در ذائقه‌ها، دانش، هویت، محیط طبیعی، عرضه، کارایی عوامل تولید و ...، عموماً باعث تغییر در تولید نهایی کارگر می‌شود که این تغییر باید بر سطح مزدها اعمال فشار کند، اما این فرآیند به طور آنی رخ نمی‌دهد و دلیل اصلی این وقفه تعدیلی، سرمایه‌گذاری سایر عوامل تولید، در زمینه‌های با دوام بالا می‌باشد، یعنی فرضیه انعطاف کامل در سازماندهی مجدد تجهیزات سرمایه‌ای برقرار نمی‌باشد (Reynolds, 1970: 64)؛ و گاهی نحوه سرمایه‌گذاری، تغییرناپذیر می‌باشد (Rothschild, 1970: 248).

تقاضای کارگر در کوتاه‌مدت خیلی بی‌کشش بوده است. قدرت سازمان در تعدیل مزدها نیز اندک می‌باشد (Hicks, 1970: 34). به علاوه استدلالی که در حمایت از تولید نهایی می‌شود مبتنی بر فروض شرایط ایستا است که دانش فنی ثابت فرض شده و از سرمایه‌های جدید نیز به شیوه سنتی استفاده می‌شود. اما اگر اختراعات جدید راه‌های سودمندتری برای جانشینی سرمایه با کارگر ارائه دهند، استدلال مذکور قابل تأیید نمی‌باشد (Rothschild, 1970: 249).

در این راستا رینولدز نیز این احساس را داشت که نظریه تولید نهایی به عنوان شرحی از نرخ‌های مزد و اشتغال در کوتاه‌مدت ناکافی می‌باشد، که عمدتاً از دو منبع ریشه می‌گیرد: الف- ابهامات ریشه‌دار و سوءفهم در اساس مفاهیمی مطمئن از تئوری که پیش‌بینی تغییرات مزد را با درجه اطمینان قابل قبول، مخصوصاً در کوتاه‌مدت، ممکن نمی‌سازد (Reynolds, 1970: 60, 62). ب- فرضیات نادرست درباره مشخصه‌ها و شکل هزینه‌های اساسی و اطلاعات درآمدی، که اگر مفروضات تغییر کنند یا توابع شکلی انتزاعی از واقعیات داشته باشند، تعادل آنی عرضه و تقاضای کارگر ارزش توضیحی کمی خواهند داشت (Ibid). برای مثال به خاطر عواملی نظیر قوای جسمانی، آموزش، تجربه، سرشت ابزارهای کار، مواد، طراحی کارخانه و مخصوصاً تمایل به ارائه تلاش، کارکنان کارایی متفاوتی دارند که باعث تنوع کارکرد و تغییر تقاضای ایشان می‌شود (Ibid. 63).

از سوی دیگر قضیه اولر که نقش بارزی در بسط این تئوری توزیع ایفا نمود،

اصل بنیانی‌اش این است که، اگر و تنها اگر تابع  $y=y(k, l)$  همگن از درجه یک باشد، آنگاه رابطه  $Y(K,L)=Y_K.K + Y_L.L$  برقرار است (Layard & Walters, 1987: 65). یعنی به هر نهاده، ارزش محصول نهایی حاصل از آن پرداخت می‌شود و کل تولید، توزیع می‌شود. این شرایط در توابع همگن درجه اول صادق است (Henderson, & Quandt, 1985: 108). اما اگر بازدهی‌ها فزاینده یا کاهنده باشند (تابع تولید همگن از درجه  $\rho$ )، شکل کلی قضیه اولر  $Y_K.K + Y_L.L = \rho Y(K,L) = \rho Y$  خواهد بود. بر اساس معادله اولر، تحت بازدهی‌های فزاینده نسبت به مقیاس، اگر به عوامل تولید برابر ارزش تولید نهایی پرداخت شود در واقع بیش از درآمد کل به آن‌ها پرداخت شده است. به علاوه تحت بازدهی‌های فزاینده، ارزش تولید نهایی پرداخت نمی‌شود زیرا بازار محصول، غیررقابتی خواهد بود (Layard & Walters, 1987: 65). پس فرض توابع تولید<sup>۱</sup> CES (همگن از درجه یک)، برای درک توزیع درآمد بین عوامل مناسب است اما نمی‌توان به سهولت و در عمل آن را به کار برد. به علاوه پیشرفت در اندازه‌گیری آن، به طور اجتناب‌ناپذیری کند بوده است (Ibid, 1987: 272).

اما این پرسش که به عامل تولید، ارزش تولید نهایی‌اش پرداخت می‌شود یعنی چه؟ برای مثال اگر ده نفر با ده بیل مشغول کار باشند، در صورتی که یک فرد اضافی به کار گرفته شود اما تعداد بیل‌ها ثابت نگهداشته شوند محصول چقدر افزایش می‌یابد؟ اگر تولید با نسبت‌های ثابت انجام شود، (تابع تولید لئونتیف) مطمئناً بر اساس تئوری، تولید نهایی این کارگر صفر است، حال آنکه لزوماً این طور نیست و در این رابطه تحلیل برنامه‌ریزی بنگاه نکاتی را ارائه می‌دهد.

همچنین بنگاه‌ها ممکن است با افزایش کارگران و با فرض ثبات سایر شرایط، به دلیل نزولی بودن تولید نهایی کارگر به هر کس معادل تولید نهایی خودش مزد ندهند (Clark, 1970: 239)؛ و دریافتی همه کارگران برابر با تولید آخرین واحد نیرو، ضربدر تعداد کارگران باشد (Ibid. 241)؛ و یا به علت اینکه اندازه‌گیری دقیق تولید نهایی تک تک افراد مشکل است و یا به این دلیل که در تولید نهایی کارگر فقط خودش نقش نداشته، بلکه فضای عمومی کار، قدمت ماشین‌آلات و ... نیز مؤثر می‌باشند (Layard & Walters, 1987: 298). در نتیجه مزد فقط به تولید نهایی بستگی ندارد. مثلاً یک استاد اقتصاد در تیمی آمریکایی، خیلی بیشتر از همکار خود در یک گروه بریتانیایی، مزد می‌گیرد. دانش آن‌ها متفاوت نیست، اما بریتانیایی‌ها درآمدی کمتر ایجاد می‌کنند، زیرا بهره‌وری اعضای دیگر تیم پایین‌تر است

(تارو، ۱۳۷۶: ۱۰۶)، یا اینکه آمریکایی‌ها از سازماندهی بهتری برخوردار هستند (Ibid. 220). همچنین در مراحل اولیه کار، مزد یکسانی را دست کم به کارگران می‌پردازند. چنانچه کار بیشتر به وسیله گروه‌هایی از کارگران انجام شود که کوشش‌های خود را هماهنگ می‌سازند، آن گاه شاید اعضای آن گروه، نه فقط در مراحل اولیه بلکه در تمام دوران، تولید نهایی متوسط خود را دریافت کنند، آن هم به دلیل اینکه در کارهای جمعی، سهم فردی در تولید قابل مشاهده نمی‌باشد و از رابطه 
$$W = \frac{\sum VMP}{n}$$
 استفاده می‌شود.

علاوه بر این با توجه به ماهیت بنگاه که برای غلبه بر هزینه‌های معاملاتی به وجود می‌آید، کارگران طی یک قرارداد کلی برای انجام بسته‌ای از وظایف، به خدمت گرفته می‌شوند تا به مولدترین روش در هر لحظه، مورد بهره‌برداری قرار گیرند (Coase, 1937: 386-405). در این شرایط کار از طریق فرآیند اداری بنگاه، بهتر سازماندهی می‌شود تا از طریق عمل به هر جزء نظام قیمت، در پرداخت مزدی برابر تولید نهایی در هر لحظه و برای هر کار مشخص (Layard & Walters, 1987: 219).

به هر حال فقط معدودی از کارگران منفرد تولید نهایی خود را دریافت می‌کنند؛ چرا که به لحاظ آموزش‌های عمومی و تخصصی متفاوت می‌باشند، یا در صناعی با خصلت غیررقابتی کار می‌کنند، یا در شرایط بازدهی فزاینده به مقیاس تولید می‌کنند و یا تحت تأثیر شرایط عرضه نیروی کار در بازارهای مختلف می‌باشند و ... پس اصرار یک جانبه بر این نظریه و تلقی عادلانه بودن آن، سازه‌ای نظری است که با آنچه در عمل رخ می‌دهد کم ارتباط است (بلاگ، ۱۳۸۰: ۲۴۴).

## ۲- نقش ویژگی‌های نیروی کار در مزد منصفانه

از مجموعه این مباحث، نتیجه می‌شود که با وجود انتقادات مطرح شده درباره «مزد برابر با تولید نهایی کارگر»، این مؤلفه به تنهایی قادر به تعیین مزد منصفانه نمی‌باشد بلکه فقط یکی از عوامل هشتگانه ذیل است که در تعیین مزد منصفانه به آن توجه لازم صورت می‌پذیرد.

### ۲-۱- تولید نهایی ذاتی کارگر

نظریه تولید نهایی همواره با نقد مواجه بوده است. مسائل اتحادیه، ساختار قدرت

شرکت‌ها، وضعیت تقاضای کل و سیاست‌های دولت در مورد درآمدها و قیمت‌ها نیز با مسائل توزیع درآمد مرتبط هستند. در نتیجه فرمول‌بندی این نظریه برای دستیابی به جبرانی شفاف<sup>۱</sup>، با این فرضیات کاملاً انتزاعی، به سختی درست از آب در می‌آید (Hicks, 1970: 31). پس صلاحیت کاربردی مفیدی ندارد. در نتیجه بهتر است که واژه تولید نهایی را محدود نمود تا فقط در شرایط بازار رقابت کامل به کار رود (Ibid. 34).

با تمام این اوصاف کارفرما باید کاری کند تا افراد سخت کار کنند، چرا که با سخت‌کوشی آن‌ها، منافع کسب می‌کند. برای اینکه بتوان کارگر را کنترل نمود تا سخت‌کوش باشد، قراردادی لازم است که مزد تابعی از کوشش و تولید نهایی باشد؛ البته این سؤال ایجاد می‌شود که این قراردادها چقدر قابل اجرا هستند (Kreps, 1990: 577-715)؛ چرا که هزینه‌هایی برای کنترل سخت‌کوشی پرداخت می‌شود. در ضمن همان‌طور که می‌دانیم وقتی در بازار، کالاهای بد زیاد باشند، ناگزیر قیمت پیشنهادی خریدار پایین می‌آید و حتی ممکن است تا صفر نیز برسد. این موضوع در بازار کار هنگامی که کارگر با کیفیت پایین زیاد باشد، نیز کاربرد دارد (Ibid. 625-652). پس می‌توان با پیشنهاد مزدهای مختلف سخت‌کوشی افراد را سنجید، هر چند که افراد معتقد به سخت‌کوشی، رو به کاهش باشند (Shlomo, 1982: 39).

## ۲-۲- سطح سواد (تحصیلات)

سطح سواد به عنوان علامتی از هوش، اطلاعات، پشتکار و توانایی ارتباط‌گیری و آموزش‌پذیری نیروی کار می‌باشد که به واسطه رابطه‌اش با تخصص، در کارهای با فن‌آوری بالاتر نقش مهم‌تری نیز دارد. مزد نه فقط با میزان و کیفیت تحصیلات، بلکه با سال‌های کسب تجربه کاری (یادگیری حین عمل) نیز همبستگی زیادی دارد (بالاگ، ۱۳۸۰: ۲۸۸)، چرا که نوعی بصیرت را به همراه می‌آورد.<sup>۲</sup>

## ۲-۳- میزان مهارت

در مراحل از کار، ممکن است شغلی انتخاب شود که دارای مزد کم، اما یادگیری بالا باشد

---

1. Clear Relief

۲. البته سنوات می‌تواند به شمشیری دو لبه تبدیل شود، یعنی هم باعث بهتر کار کردن شود و هم چون کارگر برای خود جایگاه پیشکسوتی در نظر می‌گیرد، باعث می‌شود خوب کار نکند.

که در مراحل پسین، مزد کم را جبران می‌کند (همان، ۲۸۰).

## ۲-۴- سنوات کاری نیروی کار (تجربه)

اگر تمایز گری بیکر بین آموزش عمومی و تخصصی برقرار باشد،<sup>۱</sup> آنگاه درآمد کارگرانی که از آموزش عمومی برخوردار می‌شوند، الزاماً کمتر از محصول نهایی جاری آن‌ها خواهد بود؛ به دلیل آنکه کارگران با آموزش عمومی در سایر بنگاه‌ها نیز توان کار دارند. بنابراین کارفرما حداقل معادل هزینه‌ای که برای آموزش عمومی کارگر صرف می‌کند، از مزد متناسب با تولید نهایی می‌کاهد. به این ترتیب بنگاه‌هایی که در شرایط رقابتی عمل می‌کنند، انگیزه‌ای برای پرداخت هزینه آموزش ندارند، زیرا تضمینی نیست که بتوانند کارگران آموزش دیده را حفظ کنند. بنابراین در مواقع لزوم، هزینه آموزش را با پرداخت مزدی کمتر از تولید نهایی، جبران می‌کنند (ایرواد و ساجت، ۱۳۸۶: ۷۳). عکس این مورد درباره بهره‌مندان از آموزش تخصصی صدق می‌کند. در نتیجه در طیف نیروی کار سطوح مختلفی از آموزش، تجربه و مهارت وجود دارد که طیفی از عوامل تولید غیرهمگن را شکل می‌دهد.

بی‌تردید مزد نمی‌تواند آنقدر پایین باشد که شماری از کارگران، برای دستیابی به فرصت‌های دیگر از ارائه مهارت‌هایشان دریغ کنند. به علاوه داشتن تجربه و مهارت، توانایی طبیعی و دانش تخصصی، سزاوار مزدی اضافی می‌باشد و بنگاه مایل است به واجدین این ویژگی‌ها بیشتر بپردازد، زیرا کیفیت تلاش و بهره‌وری آن‌ها بالاتر است. این واقعیت، قاعده «به هر کس بر پایه آموزش، تجربه و مهارت او» را توضیح داده و ارزش‌گذاری می‌نماید (رالز، ۱۳۸۷: ۴۵۸-۴۵۹).

از منظر عرضه به کارگر آموزش دیده نیز، مزد بیشتر پرداخت می‌شود، تا کسانی که بعداً خدمات خود را ارائه می‌کنند ترغیب به پرداخت هزینه‌های آموزش و تأخیر از ورود به بازار کار شوند. اما هنگامی که مزد کارگران تحصیل کرده کاهش می‌یابد، ضمن اختلال در رضایت شغلی، جذابیت سرمایه‌گذاری در تحصیلات کاهش می‌یابد (تارو، ۱۳۷۶: ۴۷). به علاوه با ثابت نگهداشتن سطح شغل، میان سطح تحصیلات فرد و خشنودی شغلی او رابطه‌ای منفی به وجود می‌آید (کورمن، ۱۳۸۱: ۳۳۰). همچنین کارگران به دلایل گوناگون برای مهارت‌های خویش،

۱. آموزش عمومی، بهره‌وری خود آموزش دیده را صرف نظر از بنگاهی که در آن کار می‌کند، افزایش می‌دهد، اما آموزش تخصصی تنها بهره‌وری آتی افراد را در بنگاهی که آموزش را ارائه می‌کند، افزایش می‌دهد.

سرمایه‌گذاری نابرابری کرده‌اند. بنابراین کارگران با مهارت پایین‌تر نیز منصفانه نمی‌دانند که همان مزد کارگران با مهارت بالاتر را بگیرند.

به علاوه کارگری تحصیل کرده که در جامعه‌ای آموزش دیده کار می‌کند، از کارگری تحصیل کرده که در جامعه‌ای با آموزش کمتر کار می‌کند، توان تولیدی بیشتری دارد. چون باسوادان در مقایسه با بی‌سوادان برای انجام کار خود وقت کمتری صرف کرده، وقت دیگران را نیز نگرفته و از کارایی همه نمی‌کاهد (تارو، ۱۳۷۶: ۳۵۵). بنابراین به واسطه آثار جانبی مثبت تعلیم و تربیت و اینکه کار با افراد تحصیل کرده، بهره‌وری سایرین را افزایش می‌دهد (همان، ۳۳۷)، لازم است تا به نحو مقتضی نسبت به جبران آن اقدام نمود.

## ۲-۵- ارشدیت و سطح مسئولیت در سلسله مراتب کاری

در سازماندهی‌های جدید به مرور بر سهم و نقش روابط عمودی در تشکیلات بنگاه در کنار روابط افقی افزوده شده است، به نوعی که کارفرما برای تقلیل هزینه‌های مبادله، بخشی از مسئولیت را به سلسله مراتب اداری تفویض می‌نماید. در این چارچوب برخی از کارکنان علاوه بر کار خویش، وظیفه کنترل، نظارت و رهبری تعدادی از پرسنل را داشته و نسبت به درستی انجام کار زیردستان، به فرادستان پاسخگو می‌باشند.

بی‌تردید تحمیل مسئولیت به دیگران و نقش مهمی که سلسله مراتب در تدبیر شایسته امور دارد، مستلزم تقدیر و پرداخت اضافی است. در غیر این صورت هر چند افرادی نظیر اسمیت، خود مسئولیت را نوعی پاداش غیرپولی دانسته و افتخار ناشی از آن را بخش بزرگ پاداش همه حرفه‌های آبرومند می‌دانند (والزر، ۱۳۸۹: ۲۶۴)، اما کمتر کسی حاضر به پذیرش مسئولیت بدون جبران خواهد بود. البته حتی با وجود چنین فردی، احتمالاً در صورت عدم تدبیر شایسته امور، نتوان او را آن طور که باید، مؤاخذه نمود.

پر واضح است که چنانچه مسئولیت افراد از درون بازار رقابتی مدیران و کسب موفقیت در مقام سابق (کورمن، ۱۳۸۱: ۱۹۱)، به دست آمده باشد، (در نسبت با زمانی که ارشدیت مبتنی بر تجربه و رقابت منصفانه در بازاری شفاف نباشد) سهمی متفاوت در تعیین مزد منصفانه خواهد داشت.

## ۲-۶- مشخصات روانشناختی

رفتار کارگران علاوه بر قوای جسمانی، به حالات روحی ایشان از قبیل خود بالا پنداری، دست کم گرفتن خود، اعتماد به نفس و تواضع و داشتن یا نداشتن روحیه همکاری نیز وابسته

است. شخصیت آدمی را می‌توان سبک ثابت رفتار و ویژگی‌های روانی یا سازمان پویای جنبه‌های ذهنی، عاطفی و شکل ظاهری فرد دانست که او را متمایز می‌سازد. به خاطر تنوع گونه‌های شخصیتی، گروهی از روانشناسان بر اساس برخی از ویژگی‌های مشترک، افراد را در گونه‌های شخصیتی معینی قرار می‌دهند. برای نمونه شخصیت انسان‌ها را به دو گونه شخصیتی الف و ب تقسیم کرده‌اند.

در گونه شخصیتی (الف) افراد با ویژگی‌هایی چون کلام انفجاری، مسئولیت‌ناپذیری، پرخاشگری، اضطراب، بی‌انضباطی، بی‌ثباتی روانی، عزت نفس پایین، خودخواهی، نامهربانی، نداشتن روحیه همکاری، عدم قدرت رهبری جمع و مواجهه منفعل با شایعات مطرح در محیط کار معرفی شده‌اند. این تیپ شخصیتی، فشار روانی بیشتری را در محیط کار تجربه و احتمالاً به دیگران منتقل می‌کند که می‌تواند تأثیری بازدارنده بر تلاش و تعاملات گروهی کارگران داشته باشد (متوسلی، ۱۳۸۴: ۱۲۸-۱۲۹). اما افراد در گونه (ب) دارای ویژگی‌هایی مغایر با موارد بالا بوده و آثار مثبتی را بر جای می‌گذارند.

با نقض فروض بازار رقابت کامل، در روابط میان فردی «قضایات‌های حاکی از وجود انصاف»، به عنوان جایگزین اعتماد به کار می‌روند. یعنی وقتی اطلاعات درباره قابل اعتماد بودن طرف مقابل کم باشد، نسبت به اطلاعات مرتبط با انصاف وی دقت می‌شود. برعکس، اگر با اطمینان بداند که شخص کاملاً مورد وثوق یا غیرقابل اعتماد است، به اطلاعات مربوط به انصاف وی کمتر حساسیت نشان می‌دهد (رضائیان، ۱۳۸۸: ۷۵). بنابراین توجه توأمان به انصاف و اعتماد، قوام بالاتری را در مسئله مزد و قراردادها شکل می‌دهد. بنابراین مفید است اگر طرفین روابط کار، تا حدی به هم خوشبین بوده و اعتماد داشته باشند، چون در غیاب اعتماد، ایجاد ترتیبات کنترلی برای تضمین و الزام به امور، پرهزینه بوده و بسیاری از فرصت‌های ناشی از همکاری از بین خواهد رفت (Arrow, 1969). در این رابطه بن فیلد استدلال می‌کند که فرهنگ اعتماد، تعاون و معاشرت را ترویج می‌نماید و نبود آن مانع از هر نوع کنش، در مقیاسی فراتر از فرد می‌گردد که از علل عدم تداوم و بهبود در تعاملات اقتصادی و توسعه‌نیافتگی است (Banfield, 1967: 9-10). بنابراین با توجه به اینکه افراد با گونه شخصیتی (ب) باعث ستانده‌ای متفاوت (از نظر کیفیت و کمیت) برای خود و همکاران می‌شوند، لازم است تا به نحو مقتضی ویژگی‌های تیپ (الف) درمان شود و تیپ (ب) به وسیله پاداشی متناسب تشویق شود تا به ایجاد و گسترش

۱. اعتماد به عنوان مؤلفه‌ای بنیادی در کنش‌های انسانی است که اثر مهمی در حوزه‌های اجتماعی دارد (زومکا، ۱۳۸۷).

ویژگی‌های روانی مثبت دامن زند. بی‌تردید تشخیص این موارد دشوار می‌باشد و متناسب با میزان تشخیص، مد نظر قرار خواهند گرفت.

## ۲-۷- هویت<sup>۱</sup> و شأن اجتماعی

همان‌طور که آکرلوف و کرانتون توضیح داده‌اند، وقتی ارتش ترجیحات سربازان را از طریق انگیزش‌های غیرپولی تغییر می‌دهد، مدیریت نیز می‌تواند با ایجاد هویت مطلوب در کارگر و کمک به درونی کردن هنجارها، مطلوبیت افراد را نیز تغییر دهد (Akerlof & Kranton, 2005). بنابراین کارگران از طریق سازمان یا گروه‌های کاری همانندسازی می‌شوند. هویت، آن‌ها را و می‌دارد تا به طور هماهنگ، بیشتر (یا کمتر) برای اهداف سازمان تلاش کنند و متمایل به انجام تلاشی متفاوت، به ازای تغییرات اندک مزد هستند. بنابراین پدیدار شدن هویت باعث تغییر فهم متعارف از سیاست‌هایی مانند مزد انگیزاننده، سرپرستی و نظارت شده است. بیسلی و قتاک<sup>۲</sup> (۲۰۰۳) و پندیرگاست<sup>۳</sup> (۲۰۰۳) معتقدند وقتی سازمان کارگرانی اجیر کند که در مأموریت‌های سازمان، با اشتیاق و به طور درونزا سهیم باشند، تولید قوی‌تر می‌شود. کارگری که خود را عضو درونی سازمان می‌داند، به محرک پولی کمتری نیاز دارد.

هویت به شرحی از مفاهیم سلیق و ترجیحات مبتنی است که از نگرش نئوکلاسیک فاصله می‌گیرد (Ibid. 12). به زعم پارتو (۱۹۸۰) عمده مطلوبیت فقط وابسته نیست به آنچه که معمولاً اقتصاددانان به عنوان سلیق می‌پندارند، بلکه اغلب به هنجارهایی وابسته است که همگان باید رعایت کنند. این نگرش که مردم چگونه باید رفتار کنند، وابسته است به موقعیت مخصوص، شأن و طبقه اجتماعی و اینکه چه وقت، کجا و چگونه میان چه کسانی مبادله رخ می‌دهد. روانشناسان و جامعه‌شناسان مدت مدیدی است که این مفاهیم را پذیرفته و مطلوبیت را به اقتضائات زمان و مکان و فضا وابسته می‌دانند. بنابراین هویت ویژگی‌هایی دارد که در تابع مطلوبیت متعارف مورد توجه قرار نگرفته است. ابتدا اینکه تصمیم وابسته به شأن و طبقه اجتماعی است و دوم اینکه مطلوبیت کارگر به میزان انحراف تلاش از حد آرمانی مربوط به طبقه اجتماعی (منطبق با هویت و موقعیت او) بستگی دارد.

پیش‌تر گمان می‌شد سرپرستان با گزارش فعالیت کارگران، می‌توانند در تنظیم دقیق مزد و

---

1. Identity

2. Besley & Ghatak

3. Prendergast, Canice, 1999

مجازات انگیزاننده به مدیریت کمک کنند، حال آنکه این کار مستلزم هزینه‌هایی نیز می‌باشد. برای مثال کارگران از نظارت شدن، ناراحت شده و تمایل کمتری به یکی شدن با هویت و اهداف بنگاه پیدا می‌کنند. بنابراین مزدهای بالاتری را مطالبه خواهند کرد. از سوی دیگر وقتی سرپرستان فعالانه کارگران را تحت نظر نمی‌گیرند، چون کارگران با اهداف و هویت بنگاه یکی شده‌اند، مشارکت بیشتری را در واحد کاری ارائه می‌کنند (البته مشارکت و هویت‌یابی در گروه کاری، می‌تواند اهداف مدیریت را واژگون نماید)؛ بنابراین تعاملاتی میان هویت و متغیرهای اقتصادی، نظیر مزد و عدم مطلوبیت ناشی از تلاش وجود دارد.

هویت می‌تواند کاربردهای خوبی از راه ارزیابی برنامه‌های انگیزاننده داشته باشد. نخست، ملاحظه هویت، سیاست‌های سرپرستی بهینه سازمان را متأثر می‌سازد. دوم، مفهوم هویت کمک می‌کند تا مدلی بهتر از مدیریت صورتبندی شود و مدیریت کارگران را با تغییر یا اظهار هویتشان برمی‌انگیزاند. سوم، هویت کاربردهایی برای سیاست ادغامی دارد، یعنی عملکرد یک سازمان ادغام شده، متأثر است از هویت‌هایی که از اجزای ادغام شده به میراث می‌برد. چهارم، با مدل‌سازی دلبستگی کارگر به بنگاه و محرک‌هایی برای فعالیت در راستای منافع و اهداف بنگاه، می‌توان مفهوم مشروع و حقوقی «یک امانتی»<sup>۱</sup> (مسئولیت وفادارانه طرفین نسبت به حقوق و دارایی‌های همدیگر که برخاسته از اصول اخلاقی و حقوقی می‌باشد) را باز توصیف نمود (Akrolof, Keranton, 2005: 28). همچنین هویت گامی در تکامل مدل‌سازی اقتصادی برای سازمان می‌باشد که به انگیزه، بعد دیگری را می‌افزاید. بنابراین سرمایه‌گذاری در ایجاد هویت سازمانی، بخشی از سرمایه سازمان با نام سرمایه انگیزشی<sup>۲</sup> است.

مثلاً ژاپنی‌ها هویتی برای تعلق به یک امپراطوری، فتح همسایگان و تبدیل به یک قدرت اقتصادی پیشتاز پیدا کرده‌اند. هدف آن‌ها افزایش سهم در بازار جهانی و افزایش ارزش افزوده (شامل سود و مزد) می‌باشد (تارو، ۱۳۷۷: ۱۵). با ترویج این هویت، آن‌ها تبدیل به کارآفرینانی متفاوت شده‌اند. همچنین قالی اصیل ایرانی، بافته شده از روی عشق و فداکاری و نه صرفاً برای درآمد اقتصادی است. برای درک این موضوع کافی است بدانید که چگونه رابطه انسان با کارش، در ملاحظه بعد اخلاقی کار، اساسی می‌باشد (نصر، ۱۳۸۰: ۸۱).

هویت، مکملی مهم برای جبران‌های پولی است، اما به عنوان محرکی یگانه، غیرمؤثر و

---

1. A fiduciary  
2. Motivational Capital

هزینه‌بر می‌باشد. بنابراین با وجود امکان مواجهه با کارگرانی متفاوت به لحاظ بهره‌وری و احساس تعلق به بنگاه لازم است، علاوه بر سرمایه‌گذاری انگیزشی آن‌هایی که بیشتر با هویت بنگاه یکی می‌گردند، تشویق شوند.

## ۲-۸- خلاقیت و نوآفرینی

نوآوری و خلاقیت که رابطه‌ی وثیقی با استعداد و پشتکار دارد، نسبتی غیرخطی با دریافتی دارد. مثلاً هر چند استعداد ستاره‌های ورزشی، هنری و کارآفرینان، کمی بیش از افراد معمولی درون همان صنف می‌باشد، اما همین مقدار تفاوت، آن‌ها را بر اوضاع مسلط می‌کند (تارو، ۱۳۷۶: ۳۰۹). نوآفرینی<sup>۱</sup> به عنوان کیفیتی که قابل انتقال میان اشخاص نمی‌باشد، نوعی عامل تولید است که تابع تولید را به شکل  $X_i = x(K_i, L_i, E_i)$  در می‌آورد (Layard & Walters, 1987: 220). بنابراین به واسطه آثار مثبتی که بر تولید دارد، در تعیین مزد منصفانه مؤثر است.

در این چارچوب، برنامه دوایر کیفیت طرح بلندمدتی برای تکامل است که در آن کارکنان فقط مجربان دستور نیستند، بلکه دارنده‌ی اندیشه، قابلیت و تجربه استفاده نشده می‌باشد. بنابراین ظرفیت انسانی آن‌ها باید شکوفا شود، چرا که هدف اصلی بنگاه، داشتن کارگری است که نه تنها تحولات فنی را درک کند، بلکه آن را سازماندهی نماید. اصولاً کارفرمایی که از قابلیت و استعداد مزدبگیران خود غافل است، دچار جهل می‌باشد (گریفین، ۱۳۸۴: ۷۶). پس دوایر کیفی می‌توانند به تکامل سازمان کمک نمایند (نیکو اقبال، ۱۳۷۸: ۲۸۲)، مشروط به آنکه به طور متناسب، نظام پاداش و جزا اصلاح شود.

اصولاً نوآوری باعث برون رفت از ادوار تجاری نیز می‌گردد. همان‌طور که نظریه سیکل‌های کندراتیف<sup>۲</sup> (اقتصاددان روس که در دهه ۱۹۳۰ در اردوگاه‌های استالینی درگذشت) نشان می‌دهد، از آغاز عصر صنعتی به بعد، رکود و رونق دائماً تکرار شده‌اند که این سیکل‌ها در عصر صنعتی با توسعه در نوآوری تکنولوژیکی همراه بوده است (رابرتسون، ۱۳۷۸: ۳۶).

البته الزامات نهادی لازم برای نوآوری، مانند نظام حقوق مالکیت، موضوعی مهم و همه‌جانبه است. مثلاً در آسیای جنوبی نظام حقوقی سهم‌بری، از عوامل اصلی بازدارنده کوشش‌های نوظلبنانه کارگران بود. این نظام حقوقی علاوه بر هتک عدالت اجتماعی و

---

1. Entrepreneurial Capacity

2. Kondratieff

حقوق بشر، ثمره‌ای جز عدم علاقه کارگر به شرکت فعالانه در کار نداشت (میردال، ۱۳۵۶: ۹۳). چون نتیجه کوشش نوآورانه ایشان نصیب دیگران می‌شد. حال آنکه با طراحی نظام حقوقی شناور و منعطف بودن بخشی از مزد کارگر، می‌توان رابطه‌ای میان نوآوری و میزان دریافتی برقرار نمود (بووی، ۱۳۶۹: ۳۲۳).

### ۳- مطالعه کاربردی تعیین نقش ویژگی‌های نیروی کار بر مزد منصفانه

اکنون نتایج حاصل از مصاحبه‌های کیفی سازمان‌یافته و حضوری با متخصصین بازار کار از سه حوزه دانشگاهی، کارگری و کارفرمایی و پرسش‌نامه‌های پر شده، مورد تحلیل قرار می‌گیرند. هدف تعیین اولویت‌بندی ویژگی‌های کارگر است که مهم‌ترین نقش را در شکل‌دهی به مزد منصفانه در ایران دارند. با بررسی نظریه «مزد منصفانه - تلاش منصفانه» مشخص شد که چپستی مزد منصفانه، به طور مشخص مورد توجه قرار نگرفته بود (عبادی، پاسبانی، ۱۳۹۲). بنابراین این مقاله ابعاد شکل‌دهنده مزد منصفانه را با تأکید بر ویژگی‌های کارگر مورد تحلیل نظری قرار داده و مشخص کرد که مؤلفه‌های تولید نهایی، سطح سواد، میزان مهارت، سنوات کاری یا تجربه، ارشدیت و سطح مسئولیت در سلسله مراتب کاری، مشخصات روان‌شناختی، هویت و شأن اجتماعی و خلاقیت و نوآفرینی، در منصفانه تلقی شدن مزد از سوی کارگر و کارفرما مؤثر است. با این یافته‌های تئوریک و با کسب دقیق نظرات نمونه آماری متخصصین بازار کار، بر اساس طیف ۱ تا ۵ لیکرت<sup>۱</sup>، سعی گردید تا ارزیابی این کارشناسان خبره از ابعاد تئوریک مذکور به دست آید. لازم به یادآوری است که ویژگی‌های کارگر، شامل پرسش‌های (S2 تا S9)<sup>۲</sup>، در تحلیل داده‌ها با mm1 نشان داده شده و نتایج حاصل با استفاده از نرم‌افزار EXCEL و SPSS17 تحلیل گردید.

به علاوه چون به نظر می‌رسید اختلاف نظر در خصوص مؤلفه‌های شکل‌دهنده مزد منصفانه درون هر یک از این سه گروه کمتر از اختلاف نظر میان سه گروه باشد، از روش نمونه تصادفی طبقه‌بندی شده استفاده شد (نوفرستی، ۱۳۷۵: ۸). همچنین با عنایت به قضیه حد مرکزی<sup>۳</sup> حتی اگر جامعه دارای توزیع نرمال هم نباشد، با بزرگ شدن حجم نمونه، توزیع  $\bar{X}$  به سمت توزیع نرمال

#### 1. LIKERT SCALE

۲. S2: سطح سواد، S3: میزان مهارت، S4: سنوات کاری (تجربه)، S5: ارشدیت و سطح مسئولیت در سلسله مراتب کاری، S6: مشخصات روان‌شناختی، S7: هویت و شأن اجتماعی، S8: تولید نهایی، S9: خلاقیت و نوآفرینی.

#### 3. Central Limit Theorem

میل می‌کند. در مسائل کاربردی به عنوان یک قاعده سرانگشتی هرگاه نمونه  $n$  بزرگ‌تر از ۳۰ باشد، عملاً توزیع  $\bar{X}$  نرمال است (همان، ۱۸ و ۲۰)؛ و می‌توان از تحلیل واریانس پارامتریک برای بررسی تفاوت میانگین نظرات استفاده نمود. همچنین از نظر ما ابعاد جامعه آماری، (با اغماض و حداکثر) چیزی حدود سیصد نفر هستند که ۳۲ نفر نمونه خوبی می‌باشد (ده نفر از نمایندگان گروه‌های کارفرمایی، یازده نفر از نمایندگان گروه‌های کارگری و یازده نفر از متخصصان دانشگاهی در حوزه بازار کار ایران). تردیدی نیست که با توجه به نقش و جایگاه گروه‌های مرجع در کشور و سهمی که در نهادسازی دارند، می‌تواند نماینده‌ای از نظرات جامعه باشد.

#### ۴- آلفای کرونباخ

مشخص کردن ضریب کرونباخ یکی از متداول‌ترین روش‌های اندازه‌گیری اعتمادپذیری و یا پایایی<sup>۱</sup> پرسش‌نامه‌های متعارف است. منظور از پایایی این است که اگر صفت‌های مورد سنجش با همان وسیله و تحت شرایط مشابه و در زمان‌های مختلف مجدداً اندازه‌گیری شوند، نتایج تقریباً یکسانی حاصله شود. کرونباخ (۱۹۵۱) ضریب پایایی کمتر از ۰/۴۰ را کم، تا ۰/۷۰ را متوسط و قابل قبول، و بالاتر را خوب پیشنهاد کرد. البته این محدوده‌ها بسته به اینکه پرسش‌نامه برای سنجش نگرش‌ها است یا اینکه دنبال نوعی قضاوت می‌باشد، توسط محقق قابل تغییر است. هر قدر آلفا بالاتر باشد همبستگی درونی بین سؤالات بیشتر و در نتیجه پرسش‌ها همگن‌تر خواهند بود. به علاوه در صورت پایین بودن مقدار آلفا، بررسی می‌شود که با حذف کدام پرسش، آلفا افزایش یافته و پرسش‌نامه استانداردتری تدوین می‌گردد.

در جدول ۱ مشاهده می‌شود که در میان هشت پرسش مربوط به ویژگی‌های کارگر، آلفا ۰/۴۶۳۰ می‌باشد که نشان می‌دهد همبستگی درونی بین سؤالات متوسط و قابل قبول است. هر چند می‌توان بر اساس جدول ۲ با حذف پرسش‌های S5 (که نوعاً عامل انگیزشی غیرپولی بوده و حداقل در ایران، کمتر از طریق رقابت منصفانه حاصل می‌شود) و S9 (که بیشتر نتیجه محیط نهادی مناسب و فعالیت جمعی است) آلفا را افزایش داد.

#### ۵- تحلیل واریانس ناپارامتری<sup>۲</sup>

این تحلیل که نیازمند پیش‌فرض خاصی نمی‌باشد، (برای اندازه‌گیری‌های مکرر)، آزمون

فریدمن<sup>۱</sup> نام دارد. در روش‌های ناپارامتری به جای مقادیر، از رتبه آن‌ها استفاده شده و به جای میانگین‌ها، میانه‌ها مقایسه می‌شوند. در پژوهش‌هایی که در سطح مقایسه‌های رتبه‌ای اجرا می‌شوند، از آزمون‌های ناپارامتریک برای تجزیه و تحلیل اطلاعات استفاده می‌شود تا بتوان جمع نظرات را رتبه‌بندی نمود. در جدول ۳ مشاهده می‌شود که وقتی نظر همه پرسش‌شونده‌ها نسبت به هم، در خصوص ویژگی‌های کارگر سنجیده می‌شوند، S3 (میزان مهارت)، دارای بالاترین و S7 (هویت و شأن اجتماعی)، دارای کمترین اولویت در تعیین مزد منصفانه می‌باشند. همچنین جدول ۴ نشان می‌دهد که تا هزار بار تکرار نیز این مصاحبه‌ها تصادفی نبوده و همین رتبه‌بندی به دست خواهد آمد. به علاوه هر وقت درجه آزادی بالا می‌رود باید «خی دو» نیز بالا برود تا معنی‌دار باشد.

به علاوه با تحلیل واریانس یک طرفه سؤال اصلی که نتایج آن در جدول ۵ مشاهده می‌شود، سطوح معناداری بزرگ‌تر از ۰/۰۵ می‌باشد، پس تفاوتی بین میانگین نظرات سه گروه وجود ندارد. یعنی همه پرسش‌شوندگان فارغ از تعلقات صنفی، ویژگی‌های کارگر را در تعیین مزد منصفانه مشابه تحلیل کرده و تفاوتی میان آرای ایشان وجود ندارد.

## ۶- آزمون ناپارامتریک

با استفاده از آزمون فریدمن وضع همه طبقه‌ها با هم سنجیده می‌شوند. در جدول ۶ که جایگاه ویژگی‌های کارگر را در منصفانه شدن مزد نشان می‌دهد، مشاهده می‌شود که وقتی نظر همه پرسش‌شونده‌ها با هم سنجیده می‌شوند، (mm1) دارای بالاتری اولویت است. همچنین بر اساس جدول ۷، تا هزار بار تکرار نیز مصاحبه‌ها تصادفی نبوده و همین رتبه‌بندی میان طبقه‌ها حاصل می‌شود. جدول ۸ نتایج تحلیل واریانس یک طرفه میان هر یک از پرسش‌ها و همه مصاحبه‌شوندگان است که نشان می‌دهد آیا نظر سه گروه در خصوص هر پرسش متفاوت است یا خیر؟ بر اساس نتایج همه سطوح معناداری بزرگ‌تر از ۰/۰۵ می‌باشند. بنابراین تفاوتی بین نظرات سه گروه وجود ندارد.<sup>۲</sup>

در جداول ۹ به بعد نیز با استفاده از آمار توصیفی وضعیت نمرات خام برای کل سؤالات از

1. Friedman Test

۲. هر جا سطح معناداری کوچک‌تر باشند تفاوت نظرات بیشتر و هر جا سطح معناداری بالاتر باشد، حکایتگر درجات بالاتری از اجماع است.

منظر کل گروه نمونه بررسی شده‌اند. در جدول ۹ علاوه بر نمره میانگین هر یک از مؤلفه‌ها، انحراف معیار و حداقل و حداکثر نمره داده شده به هر یک از ابعاد مشخص شده‌اند. بر اساس نمرات میانگین، نتیجه می‌شود که عموم مؤلفه‌ها اثری متوسط و یا قوی در تعیین مزد منصفانه دارند. همچنین علاوه بر تولید نهایی، مؤلفه‌های دیگری مانند (مهارت و خلاقیت و نوآوری) نیز بر مزد منصفانه اثری قوی دارند.

همچنین جدول ۱۰ توصیف میانگین رتبه‌ها برای کل گروه نمونه می‌باشد که می‌توان به مؤلفه‌های گوناگون از منظر درجه تأثیر بر مزد منصفانه توجه نمود. بر این اساس تولید نهایی (S8) رده سوم اهمیت را دارد. این وضعیت نشان می‌دهد که هر چند توجه به این مؤلفه در مزد منصفانه مهم می‌باشد اما به تنهایی وافی به مقصود نیست. بنابراین به عنوان علامت نقص تئوری «برابری مزد با تولید نهایی» محسوب می‌گردد. به علاوه در جدول ۱۱، با یک آزمون ناپارامتری علاوه بر نمره میانگین هر یک از مؤلفه‌ها، انحراف معیار و حداقل و حداکثر نمره داده شده به هر یک از ابعاد مزد منصفانه، به تفکیک برای سه گروه از طریق آمار توصیفی انجام شده که نشان می‌دهد هر یک از سه گروه برای هر مؤلفه میانگین متفاوتی قائل هستند.

جدول ۱۲ نیز با استفاده از آزمون فریدمن به تفکیک، میانگین رتبه‌ها و تفاوت در رتبه‌بندی هر یک از مؤلفه‌ها را برای هر یک از سه گروه توضیح می‌دهد. بر اساس یافته‌های این جدول مشخص است که دو گروه کارفرمایی و کارگری در بیشتر مؤلفه‌ها (به استثنای S5 و S9) میانگین رتبه‌ای که برای هر یک از این مؤلفه‌ها قائل هستند، با هم تفاوت قابل توجهی دارند. در نتیجه هر چند دو گروه، مؤلفه‌ها را در شکل‌دهی مزد منصفانه مؤثر می‌دانند، اما جایگاه و وزن متفاوتی برای هر یک قائل می‌باشند. بنابراین لازم است تا با استفاده از نهادهای رسمی و غیررسمی، به مرور و از راه آموزش و انجام گفتگوهای سازنده، ناسازگاری شناختی و شکاف موجود در رتبه‌بندی مؤلفه‌ها کاهش یافته و انطباق بیشتری میان ایشان در برداشت از مفهوم مزد منصفانه شکل گیرد.

در جداول ۱۳ و ۱۴ نیز نظرات مقایسه‌ای سه گروه آورده شده، که نشان می‌دهد، از نظر سه گروه، مؤلفه‌های دارای بالاترین و پایین‌ترین رتبه در شکل‌دهی مزد منصفانه با هم متفاوت هستند. به استثنای گروه کارفرمایی و متخصصین دانشگاهی که S7 را دارای پایین‌ترین رتبه دانسته‌اند.

### نتیجه‌گیری

با سنجش نظر همه پرسش‌شونده‌های نمونه آماری، در خصوص ویژگی‌های کارگر که دارای بالاتری اولویت (بالاترین میانگین رتبه‌ای) می‌باشد، مشخص شد که ضمن تأثیر همه مؤلفه‌های مطروحه در مزد منصفانه، میزان مهارت، دارای بالاترین اولویت و هویت و شأن اجتماعی، دارای کمترین اولویت می‌باشد.

نمرات میانگین هر یک از مؤلفه‌ها، نتیجه می‌دهد که عموماً اثری متوسط و یا قوی در تعیین مزد منصفانه دارند. همچنین علاوه بر تولید نهایی، مؤلفه‌های دیگر مخصوصاً میزان مهارت و خلاقیت و نوآوری نیز اثری قابل توجه و قوی دارند. بنابراین هر گونه نظام پاداش و جزایی که به موجب ساختارهای نهادی بخواهد در محیط کار (اعم از دولتی، خصوصی و عمومی) به مواردی غیر از موارد مذکور اهمیت و اولویت بدهد، ضمن مخدوش نمودن مزد منصفانه، نظام انگیزشی کارکنان را متأثر ساخته و در مقیاس کلان هر گونه کسب مهارت، بروز خلاقیت و پرکاری و تولید بهتر را در هاله‌ای از ابهام فرو می‌برد.

کارفرمایان و کارگران در بیشتر مؤلفه‌ها (به استثنای S5 و S9) میانگین رتبه‌ای که برای هر یک قائل هستند، با هم تفاوت قابل توجهی دارند. بنابراین هر چند این دو گروه، کل این مؤلفه‌ها را در شکل‌دهی مزد منصفانه مؤثر می‌دانند، اما جایگاه و وزن متفاوتی برای هر یک قائل هستند. پس باید با استفاده از رویکرد نهادی، به مرور و از راه گفتگوهای سازنده، شکاف موجود در رتبه‌بندی مؤلفه‌های مؤثر بر مزد منصفانه کاهش یافته و انطباق بیشتری میان دو گروه در برداشت از این مفهوم شکل بگیرد.

با توجه به جدول ۱۰ (توصیف میانگین رتبه‌ها برای کل نمونه) می‌توان به مؤلفه‌های گوناگون از منظر درجه تأثیر بر مزد منصفانه نگریست. بر این اساس تولید نهایی (S8) در رده سوم اهمیت قرار دارد. این وضع نشان می‌دهد که هر چند توجه به این مؤلفه در پرداخت مزد منصفانه مهم است، اما به تنهایی وافی برای رسیدن به مقصود نیست. بنابراین نشانه نقص تئوری «برابری مزد با تولید نهایی» می‌باشد.

جدول (۱) Reliability Statistics

Cronbach's Alpha	N of Items
.463	8

جدول (۲): Item-Total Statistics

	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
s2	25.00	11.742	.125	.460
s3	24.34	11.588	.357	.402
s4	25.22	11.725	.179	.441
s5	24.94	12.383	.024	.495
s6	25.66	9.459	.298	.383
s7	26.41	7.539	.380	.326
s8	24.38	10.952	.393	.377
s9	24.44	12.577	.004	.499

جدول (۳): Friedman Test

s9	s8	<u>s7</u>	s6	s5	s4	<u>s3</u>	s2	
5.86	5.83	<u>2.41</u>	3.22	4.41	3.78	<u>5.94</u>	4.56	Mean Rank

جدول (۴): Test Statistics(a)

N	32
Chi-Square	76.281
df	7
Asymp. Sig.	.000

جدول (۵): ANOVA

		Sum of Squares	df	$MS = \frac{SS}{df}$ Mean Square	$F = \frac{MS_B}{MS_w}$	Sig.
m1	Between Groups	.430	2	.215	.659	.525
	Within Groups	9.445	29	.326		
	Total	9.875	31			

جدول (۶): Friedman Test

Mean Rank		
ویژگی‌های کارگر	m1	<u>5.00</u>

شرایط کارگران دیگر، کار و کارفرما	mm2	1.66
وضعیت بازار کار	mm3	1.66
ساختار نهادی	mm4	3.44
شرایط سایر بازارها	mm5	3.25

جدول (۷):(a) Test Statistics

N	32
Chi-Square	108.471
df	4
Asymp. Sig.	.000

جدول (۸):(a) One way ANOVA

		Sum of Squares	df	Mean $MS = \frac{SS}{df}$ Square	$F = \frac{MS_B}{MS_W}$	Sig.
s2	Between Groups	4.418	2	2.209	3.039	.063
	Within Groups	21.082	29	.727		
	Total	25.500	31			
s3	Between Groups	1.341	2	.671	2.131	.137
	Within Groups	9.127	29	.315		
	Total	10.469	31			
s4	Between Groups	.664	2	.332	.505	.608
	Within Groups	19.055	29	.657		
	Total	19.719	31			
s5	Between Groups	.911	2	.456	.551	.582
	Within Groups	23.964	29	.826		
	Total	24.875	31			
s6	Between Groups	7.696	2	3.848	2.704	.084
	Within Groups	41.273	29	1.423		
	Total	48.969	31			
s7	Between Groups	10.460	2	5.230	2.263	.122
	Within Groups	67.009	29	2.311		
	Total	77.469	31			
s8	Between Groups	.445	2	.223	.415	.664
	Within Groups	15.555	29	.536		
	Total	16.000	31			

ویژگی‌های نیروی کار و نقش آن‌ها در مزد منصفانه (تحلیل وضعیت ایران) ۲۵

s9	Between Groups	.230	2	.115	.147	.864
	Within Groups	22.645	29	.781		
	Total	22.875	31			

جدول (۹): Descriptive Statistics

	N	Mean	Std. Deviation	Min	Max
s2	31	3.65	.915	1	5
s3	31	4.26	.575	3	5
s4	31	3.39	.803	1	5
s5	31	3.65	.877	2	5
s6	31	2.94	1.263	1	5
s7	31	2.13	1.522	0	5
s8	31	4.23	.717	3	5
s9	31	4.23	.845	2	5

جدول (۱۰): Friedman Test

	s2	s3	s4	s5	s6	s7	s8	s9
Mean Rank	25.76	31.56	23.26	25.50	18.39	13.71	31.15	31.50

جدول (۱۱): توصیف نمرات خام به تفکیک سه گروه

گروه		N	Mean	Std. Deviation	Min	Max
۱- کارفرمایی	s2	10	3.10	.994	1	4
	s3	10	4.40	.699	3	5
	s4	10	3.20	1.135	1	5
	s5	10	3.80	.632	3	5
	s6	10	3.00	1.333	1	5
	s7	10	1.70	1.418	0	4
	s8	10	4.30	.675	3	5
	s9	10	4.30	.949	2	5
	۲- متخصصان	S2	11	3.73	.647	3
s3		11	4.00	.447	3	5
s4		11	3.55	.688	3	5
s5		11	3.45	1.128	2	5
s6		11	2.36	1.120	1	5
s7		11	1.91	1.446	0	4
s8		11	4.36	.674	3	5
s9		11	4.09	.944	2	5
۳- کارگری	s2	10	4.10	.876	2	5
	s3	10	4.40	.516	4	5
	s4	10	3.40	.516	3	4
	s5	10	3.70	.823	2	5
	s6	10	3.50	1.179	1	5

	s7	10	2.80	1.619	0	5
	s8	10	4.00	.816	3	5
	s9	10	4.30	.675	3	5

جدول (۱۲): توصیف میانگین رتبه ها به تفکیک سه گروه

مؤلفه ها	Mean Rank کارفرمایی	Mean Rank متخصصان	Mean Rank کارگری
s2	21.00	26.64	29.55
s3	31.95	29.23	33.75
s4	21.60	24.00	24.10
<b>s5</b>	<b>26.70</b>	<b>23.68</b>	<b>26.30</b>
s6	18.80	12.23	24.75
s7	11.35	10.27	19.85
s8	31.15	32.91	29.20
<b>s9</b>	<b>32.25</b>	<b>30.05</b>	<b>32.35</b>

جدول (۱۳): Ranks

مؤلفه ها	Mean Rank کارفرمایان	Mean Rank متخصصان	Mean Rank کارگران
s2	3.85	4.95	4.82
s3	6.20	5.50	<b>6.14</b>
s4	3.70	4.41	<b>3.23</b>
s5	4.70	4.36	4.18
s6	3.45	2.45	3.77
s7	<b>1.85</b>	<b>2.00</b>	3.32
s8	6.00	<b>6.45</b>	5.05
s9	<b>6.25</b>	5.86	5.50

جدول (۱۴): Test Statistics (a)

N کارگران	11	N متخصصان	11	N کارفرمایان	10
Chi-Square	17.169	Chi-Square	37.292	Chi-Square	32.579
df	7	df	7	df	7
Asymp. Sig.	.016	Asymp. Sig.	.000	Asymp. Sig.	.000

## منابع

### الف - فارسی

۱. بلاگ، مارک؛ آزاد ارمکی، غلامرضا؛ روش‌شناسی علم اقتصاد، تهران، نشر نی، ۱۳۸۳.

۲. بووی، آنجلا ام؛ تریپ، ریچارد؛ مدیریت نظام‌های حقوق و دستمزد، سیاست‌گذاری دولت و نظام‌های پرداخت، محمد صائبی، تهران، مرکز آموزش مدیریت دولتی، ۱۳۶۹.
۳. پاسبانی صومعه، ابوالفضل؛ «تحلیل مزد منصفانه»، مجله سیاست‌های اقتصادی، ۱۳۹۲، شماره ۹۹.
۴. نصر، حسین و دیگران؛ اخلاق کار در ادیان آسمانی و آیین‌های شرقی، موثقی، مؤسسه کار و تأمین اجتماعی، ۱۳۸۰.
۵. تارو، لستر؛ آینده سرمایه‌داری، عزیز کیاوند، تهران، دیدار، ۱۳۷۶.
۶. \_\_\_\_\_؛ رویارویی بزرگ، عزیز کیاوند، تهران، دیدار، ۱۳۷۷.
۷. رابرتسون، جیمز؛ آینده کار، مهدی الوانی و حسن دانایی فرد، تهران، نشر نی، ۱۳۷۸.
۸. رالز، جان؛ نظریه عدالت، سروریان، بحرانی، تهران، پژوهشکده مطالعات فرهنگی و اجتماعی، ۱۳۸۷.
۹. رضائیان، علی؛ انتظار عدالت و عدالت در سازمان، تهران، سمت، ۱۳۸۸.
۱۰. \_\_\_\_\_؛ مدیریت رفتارهای سیاسی در سازمان، تهران، سمت، ۱۳۸۶.
۱۱. زتومکا، پیتو؛ اعتماد، نظریه جامعه‌شناختی، غلامرضا غفاری، تهران، شیرازه، ۱۳۸۷.
۱۲. آمارتیا کومار، سن؛ اندیشه عدالت، محمودی و همایون‌پور، تهران، انتشارات کندوکاو و کتاب روشن، ۱۳۹۰.
۱۳. کورمن، آبراهام. ک؛ روان‌شناسی صنعتی و سازمانی، حسین شکرکن، تهران، رشد، ۱۳۸۱.
۱۴. گریفین، کیت؛ راهبردهای توسعه اقتصادی، راغفر و هاشمی، تهران، نشر نی، ۱۳۸۴.
۱۵. گیدنز، آنتونی؛ جامعه‌شناسی، منوچهر صبوری، تهران، نشر نی، ۱۳۸۷.
۱۶. عبادی، جعفر؛ پاسبانی صومعه، ابوالفضل؛ «مهم‌ترین عوامل مؤثر بر مزد منصفانه»، آزمون نظریه آکرلوف در ایران، تهران، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۹۲، الف.
۱۷. میردال، گونار؛ طرحی برای مبارزه با فقر جهانی، قهرمان قدرت‌نما، تهران، امیرکبیر، ۱۳۵۶.
۱۸. نوفرستی، محمد؛ آمار در اقتصاد و بازرگانی، جلد دوم، تهران، رسا، ۱۳۷۵.
۱۹. نیکو اقبال، علی‌اکبر؛ برگزیده نظریه‌های سازمان و مدیریت، انتشارات سمت، ۱۳۷۸.

## ب- لاتین

20. Akerlof, George. A; 1984, "Gift Exchange & Efficiency-Wage Theory", Four Views, American Economic Review.
21. \_\_\_\_\_ ; 1970, "The Market for Lemons: Quality Uncertainty and the Market Mechanism", Quarterly Journal of Economics.
22. Akerlof, & Dickens, W. T; 1982, "The Economic Consequences of Cognitive Dissonance", American Economic Review.

23. Akerlof, Janet L. Yellen; 1988, "**Fairness and Unemployment**", the American Economic Review.
24. Akerlof, Kranton Rachel; 2005, "**Identity and the Economics of organizations**", The Journal of Economic Perspectives.
25. Akerlof, yellen; 1990, "**the Fair Wage-Effort Hypothesis and Unemployment**", the Quarterly Journal of Economics.
26. Akerlof; 1982, "**Labor Contracts as Partial Gift Exchange**", the Quarterly Journal of Economics.
27. Arrow Kenneth J; 1969, "**The Organization of Economic Activity**", published by the Joint Economic Committee of Congress.
28. Banfield, E. C; 1967, *The Moral Basis of a Backward Society*, New York, Free Press.
29. Clark, John Bates; 1970, "**The Distribution of Wealth**", New York: Kelley & Millman, Inc, 1956, Reprinted in Perspective on Wage Determinatio, Campbell R. Mcconnell.
30. Coase, R; 1937, "**The Nature of the Firm**", *Economica*.
31. Harald Hegemann, O.F; 2005, **Hamouda**, the Legacy of Hicks.
32. Henderson, James Mitchell, Quandt, Richard E; 1985, "**Microeconomic theory A Mathematical Approach**", McGraw-Hill Book Co.
33. Hicks, John R; 1963, "**The theory of Wages**", London, Macmillan & Co, Ltd, Reprinted in 1970.
34. Kreps, David M; 1990, "**A Course in microeconomic theory**", Harvester Wheat sheaf.
35. Layard & Walters; 1987, *Microeconomic Theory*, McGraw-Hill, New York.
36. Marx, Karl; 1973, **Critique of the Gotha program**.
37. Mises, L. V; 1960, "**Epistemological Problem of Economics**", op.cit.
38. Pasebani Someeh, Abolfazl; 2010, "**The Advantages of Paying Fair Wages as a Human Right**", International Workshop, human Rights and Business, Syracuse, Italy.
39. **Rawls, John**; 2003, *A Theory of Justice*, Oxford University Press.
40. Reynolds, Lloyd G; 1948, "**Toward a Short-Run Theory of Wages**", American Economic Review, Reprinted in 1970.
41. Rothschild, K. W; 1967, "**The Theory of Wages**", New York: Augustus M. Kelley, Reprinted in 1970.
42. Shlomo Maital; 1982, "**Market & Money**", New York: Basic Books.
43. Williamson O. E; 2000, "**The New Institutional Economics: Taking Stock, Looking Ahead**", Journal of Economic Literature.



# بررسی آثار کیفیت دولت بر کارایی اندازه دولت<sup>۱</sup>

هادی حق شناس<sup>۲</sup> تاریخ دریافت: ۹۲/۱۲/۰۸  
دانش آموخته اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران تاریخ تأیید: ۹۳/۰۴/۰۴  
اکبر کمیجانی<sup>۳</sup>  
استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

## چکیده

هدف اصلی در این مقاله بررسی چگونگی تأثیرگذاری سطح کیفیت دولت بر کارایی اندازه دولت است. برای این منظور، در ابتدا کیفیت دولت بر اساس رهیافت کافمن و دیگران (۲۰۰۶) در چهار سطح خیلی خوب؛ خوب؛ ضعیف؛ و خیلی ضعیف رتبه‌بندی شده است. سپس یک تابع تولید کاب داگلاس با استفاده از اطلاعات سال‌های ۱۳۶۸ الی ۱۳۹۱ و روش خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برآورد شده است. نتایج حاکی از آن است که سطوح مختلف کیفیت دولت نه تنها آثار متفاوتی بر رشد اقتصادی داشته است، بلکه بر کارایی اندازه دولت نیز تأثیرگذار می‌باشد. به طوری که زمانی که کیفیت دولت خیلی خوب است، رشد اقتصادی با سرعت بیشتری افزایش می‌یابد و بزرگ شدن دولت نیز در این شرایط در دو دوره بلندمدت و کوتاه‌مدت اثر مثبت و بیشتری بر رشد اقتصادی دارد. این یافته‌ها لزوم توجه سیاست‌گذاران و مسئولین امر جهت برنامه‌ریزی در خصوص بهبود کیفیت دولت برای افزایش رشد اقتصادی را انعکاس می‌دهد.

واژگان کلیدی: اندازه دولت، کیفیت دولت، رشد اقتصادی، روش ARDL

طبقه‌بندی موضوعی: E58, O26

## مقدمه

با مطرح شدن تئوری‌های رشد درونزا در ادبیات اقتصادی، در کنار سرمایه‌های فیزیکی و نیروی کار عواملی مانند انباشت دانش، سرمایه‌های انسانی، سرمایه‌های اجتماعی، اندازه و کیفیت دولت که به شاخص‌های نهادی معروفند نیز به عنوان عوامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی معرفی

۱. این مقاله برگرفته از رساله دوره دکتری رشته اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه آزاد واحد علوم و تحقیقات تهران می‌باشد.

2. Email: Hadihagh@yahoo.com

3. Email: komijani@ut.ac.ir

«نویسنده مسئول»

شدند (Musai, et al, 2011: 30). به طوری که، تأثیر این عوامل بر رشد اقتصادی در مطالعات زیادی مورد بررسی قرار گرفته‌اند. با این وجود، ارتباط میان اندازه دولت و رشد اقتصادی در نظریه‌های اقتصادی و در ادبیات تجربی چندان روشن نیست (حیدری و همکاران، ۱۳۸۹). بررسی دلایل نظرات و دیدگاه‌های متفاوت در ادبیات تئوریک و همچنین تناقض در نتایج مطالعات انجام شده در خصوص کارایی اندازه دولت حاکی از آن است که علت نتیجه‌گیری‌های متفاوت به ماهیت و حجم فعالیت‌های دولت، ویژگی‌های مکانیسم اقتصادی، نوع حکومت، کیفیت حکمرانی و غیره در کشورهای مختلف نسبت داده می‌شود (رضایی، ۱۳۸۳: ۱۴). بر این اساس، نمی‌توان یک قانون و قاعده کلی برای رابطه بین اندازه و رشد اقتصادی در کشورهای مختلف ارائه داد و یا اینکه در مورد تأثیر اندازه دولت بر رشد اقتصادی نمی‌توان از پیش نتیجه‌ای را مسلم فرض کرد. لذا در این مقاله سعی شده است، ضمن بررسی نحوه تأثیرگذاری اندازه دولت بر رشد اقتصادی در ایران، به این سؤال که آیا کارایی اندازه دولت تحت تأثیر کیفیت دولت قرار می‌گیرد، نیز پاسخ داده شود.

ساماندهی مقاله حاضر بدین نحو است که بعد از مقدمه، ادبیات موضوع و مطالعات تجربی ارائه شده است. در ادامه مدل و متغیرهای مدنظر معرفی و سپس برآورد مدل‌های ارائه شدند. در پایان نیز نتیجه‌گیری ارائه شده است.

## ۱- ادبیات موضوع

دولت یکی از بخش‌های مهم اقتصادی در هر کشور به شمار می‌رود که در کنار نقش هدایت‌کننده در اقتصاد، در زمینه‌های تولیدی نیز نقش عمده‌ای ایفا می‌نماید. فعالیت‌های دولت می‌تواند بر تولید بخش خصوصی و در نهایت تولید کل اقتصاد، اثرات مثبت و منفی داشته باشد. دولت می‌تواند در قالب وضع قوانین، ایجاد امنیت اقتصادی و اجتماعی، بسترهای لازم برای تولید را فراهم نماید و یا اینکه افزایش بیش از اندازه دولت و دخالت آن در اقتصاد نیز می‌تواند بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و در نتیجه تولید کل اقتصاد، از طریق اثر جایگزینی جبری<sup>۱</sup> تأثیری منفی داشته باشد (Doessel, D.P, et. al, 2003: 48). بر این اساس، نقش صحیح، اندازه مناسب و کیفیت دولت، به عنوان بحثی جدال‌انگیز بین اقتصاددانان و دولتمردان است که طی قرن گذشته بارها دستخوش تغییر و بازنگری قرار گرفته است. به طوری که این تغییر نگرش‌ها منجر به تغییر وظایف و مسئولیت‌های محول شده به دولت و به دنبال آن تغییر دیدگاه‌های در خصوص نحوه تأثیرگذاری اندازه دولت گردید.

---

1. Crowding Out

تا قبل از دهه ۱۹۳۰ میلادی دو نگرش دولت حداقل (مکاتب فیزیوکرات و کلاسیک) و نگرش دولت حداکثر (مارکسیست‌ها و سوسیالیست‌ها) در خصوص حضور دولت در اقتصاد وجود داشت. از دهه ۱۹۳۰ به بعد نقش‌هایی همچون دولت مختلط، دولت‌های رفاه شکل گرفتند. پس از جنگ جهانی دوم و با گسترش سیستم‌های اجتماعی نقش دولت‌ها به دلیل برقراری و بهبود امنیت اقتصادی و اجتماعی بیشتر شد و دستاوردهای این دخالت‌های دولت، رشدی قابل توجه در دهه ۶۰ و ۷۰ در کشورهای صنعتی بود. دهه ۱۹۸۰ نوعی چرخش عقیده‌ای علیه دولت صورت گرفت، مبنی بر اینکه دولت در حوزه اقتصادی نسبت به بخش خصوصی کارایی کمتری دارد. بنابراین از اواخر این دهه نقش دولت در اقتصاد رو به کاهش نهاد و قضیه خصوصی‌سازی به شکلی فراگیر مطرح شد و مسائل تعدیل ساختاری و آزادی تجارت به طور جدی‌تری دنبال شد (صیادزاده و همکاران، ۱۳۸۶: ۴).

در اواسط دهه ۹۰ و پس از آزمون و شکست هر یک از دو رویکرد توسعه دولت محور و توسعه بازار محور، رویکرد جدیدی تحت عنوان دولت موافق بازار ظهور نمود. این اندیشه نوین ضمن انتقاد از دیدگاه‌های پیشین، نه تنها جایگاه دولت و بازار را در مقابل یکدیگر ندیده بلکه برای آن دو نقش مکملی قائل است و دولت را نهادی اجتماعی معرفی می‌کند که قادر است با ایجاد نهادهای کارآمد و توانمند، محیطی مناسب برای تنظیم روابط اقتصادی افراد جامعه به گونه‌ای کم هزینه، ساده و به دور از اتلاف وقت مهیا سازد و از این رهگذر به عنوان دست یاری‌دهنده بازار موجبات رشد اقتصادی را فراهم نماید.

ویلیام سون<sup>۱</sup> اولین نظریه‌پردازی بود که در سال ۱۹۷۹ دولت موافق بازار را مطرح نمود. پس از وی، بانک جهانی، کمیته عمران سازمان ملل و صندوق بین‌المللی پول بر اساس نظریه ویلیام سون، «حکمرانی خوب یا حکمرانی مطلوب»<sup>۲</sup> را به منظور دستیابی به الگوی دموکراتیک اداره جامعه با مشارکت سه بخش دولتی، خصوصی و جامعه مدنی از یک سو و تقویت بخش خصوصی، استقرار و نهادینه‌سازی جامعه مدنی در کشورهای مختلف به ویژه کشورهای در حال توسعه با هدف دستیابی به توسعه پایدار انسانی که در آن بر کاهش فقر، ایجاد شغل و رفاه پایدار، حفاظت و تجدید حیات محیط زیست و رشد و توسعه زنان از سوی دیگر، مطرح نمودند (برادران شرکاء و همکاران، ۱۳۸۷: ۴۶).

---

1. Williamson

2. Good Governance

در این نگرش، مدیریت نوین و دولت خوب در اداره امور عمومی جایگزین نظام اداری و بوروکراتیک سنتی می‌گردد و به این ترتیب فراتر رفتن اندازه دولت در صورت وجود تعامل بین سه بخش دولت، بخش خصوصی و جامعه مدنی می‌تواند تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی در جامعه داشته باشد. زیرا، بالا رفتن کیفیت دولت و حکمرانی خوب از طریق ایجاد ساختار انگیزشی مناسب نااطمینانی را در اقتصاد کاهش داده و از این رهگذر می‌تواند با افزایش کارایی دولت به رشد اقتصادی بالاتر بیانجامد (Anne Mette Kjar, 2004: 20).

## ۲- مطالعات تجربی

در ادبیات تجربی مطالعات زیادی به بررسی اندازه دولت و شاخص حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند. از جمله این مطالعات می‌توان به رام (۱۹۸۶)<sup>۱</sup>، کورمندی و مگوئر<sup>۲</sup> (۱۹۸۶)، کرر<sup>۳</sup> (۱۹۸۹)، کشین<sup>۴</sup> (۱۹۹۳)، لین<sup>۵</sup> (۱۹۹۴)، نورزاد<sup>۶</sup> (۲۰۰۰)، که در تمامی آن‌ها تأثیر مثبت اندازه و کیفیت دولت بر رشد اقتصادی نشان داده شده است؛ و همچنین به آثار لاندو<sup>۷</sup> (۱۹۸۳)، کمرون<sup>۸</sup> (۱۹۸۲)، انگن و اسکینر<sup>۹</sup> (۱۹۹۱)، گوئش<sup>۱۰</sup> (۱۹۹۷)، فولستر و هنسون<sup>۱۱</sup> (۲۰۰۱)، امیرخلخالی<sup>۱۲</sup> (۲۰۰۲) که معتقد به آثار منفی اندازه دولت بر رشد اقتصادی هستند، اشاره نمود. لیکن در تعداد معدودی از مطالعات آثار مستقیم و غیرمستقیم سطوح مختلف کیفیت دولت بر رشد اقتصادی مورد توجه قرار گرفته است. از جمله این مطالعات می‌توان به مطالعه کوری<sup>۱۳</sup> (۲۰۰۹) اشاره کرد. وی در مقاله خود به بررسی اثر مخارج دولت و کیفیت دولت بر رشد اقتصادی در ۷۱ کشور پرداخته است. برای این منظور، یک تابع تولید نئوکلاسیک را برآورد نمود و نشان داد که افزایش هزینه‌های عمومی (بزرگ‌تر شدن دولت) و کیفیت دولت رشد اقتصادی را بهبود می‌بخشد، به طوری که بزرگ شدن اندازه دولت در کشورهایی که شاخص‌ها حکمرانی خوب (کیفیت دولت) بالاتر است،

- 
1. Ram
  2. Kormendi and Meguire
  3. Carr
  4. Cashin
  5. Leen
  6. Nourzad
  7. Landau
  8. Cameron
  9. Engen and Skinner
  10. Guesh
  11. Folster and Henrekson
  12. Amir khalkhali
  13. Cooray, A

رشد اقتصادی را با سرعت بیشتری افزایش داده است. بر این اساس، وی کیفیت بالای دولت را پیش شرطی برای تأثیرگذاری مثبت اندازه دولت بر رشد اقتصادی معرفی نمود. در ایران نیز مطالعات زیادی مانند رفیعی و زیبایی (۱۳۸۲)، شفیع و همکاران (۱۳۸۳) و صادقی شاهدانی و دیگران (۱۳۸۸) در زمینه بررسی اندازه و شاخص حکمرانی دولت بر رشد اقتصادی انجام شده است. با این وجود در هیچ مطالعه‌ای سطوح مختلف کیفیت دولت به عنوان عامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی و یا کارایی اندازه دولت مدنظر قرار نگرفته است.

### ۳- تصریح مدل و متغیرهای مدل

مدل پایه در این مقاله یک تابع کاب داگلاس در شرایط تعادل یکنواخت به صورت زیر است:

$$\ln[y_t] = a_0 + a_1 \ln\left[\frac{S_K}{n + \omega + \delta}\right] + a_2 \ln\left[\frac{S_H}{n + \omega + \delta}\right] + a_3 \ln\left[\frac{S_G}{n + \omega + \delta}\right] + a_4 \theta + \varepsilon_t \quad (1)$$

در رابطه (۱)،  $[y_t]$ : تولید ناخالص داخلی سرانه؛  $s_G = \left[\frac{G}{GDP}\right]$ : نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی،  $s_K = \left[\frac{K}{GDP}\right]$ : نسبت موجودی سرمایه به تولید ناخالص داخلی؛  $s_H = \left[\frac{H}{GDP}\right]$ : سهم سرمایه انسانی از تولید سرانه و  $\theta$  شاخص کیفیت دولت است. در شرایط تعادل یکنواخت یکسری پارامتر شامل نرخ رشد تکنولوژیکی ( $\omega$ )، نرخ رشد نیروی کار ( $n$ ) و نرخ استهلاک ( $\delta$ ) نیز وجود دارد.

از آنجا که در این مقاله با تعقیب رهیافت کوری (۲۰۰۹) بررسی اثر سطوح مختلف کیفیت دولت بر رشد اقتصادی و همچنین اثر آن بر کارایی اندازه دولت مدنظر است، دو تصریح از این تابع به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$\ln[y_t] = a_0 + a_1 \ln\left[\frac{S_K}{n + \omega + \delta}\right] + a_2 \ln\left[\frac{S_H}{n + \omega + \delta}\right] + a_3 \ln\left[\frac{S_G}{n + \omega + \delta}\right] + a_4 D\theta + a_5 D_2\theta + a_6 D_3\theta + \varepsilon_t \quad (2)$$

در رابطه (۲)، برای کیفیت دولت چهار سطح خیلی خوب؛ خوب؛ ضعیف؛ و خیلی ضعیف در نظر گرفته شد که از طریق سه متغیر مجازی وارد مدل شده‌اند. سطح کیفیت خیلی ضعیف دولت به عنوان متغیر مرجع است.

$$\ln[y_t] = a_0 + a_1 \ln\left[\frac{S_K}{n + \omega + \delta}\right] + a_2 \ln\left[\frac{S_H}{n + \omega + \delta}\right] + a_3 \ln\left[\frac{S_G}{n + \omega + \delta}\right] + a_4 D_1 \ln\left[\frac{S_K}{n + \omega + \delta}\right] + a_5 \ln\left[\frac{S_K}{n + \omega + \delta}\right] + a_6 D_3 \ln\left[\frac{S_K}{n + \omega + \delta}\right] + \varepsilon_t \quad (3)$$

در رابطه (۳) برای بررسی اثر سطوح مختلف کیفیت دولت بر کارایی اندازه دولت، حاصل ضرب سه متغیر مجازی در اندازه دولت به عنوان متغیرهای مجازی در مدل پایه لحاظ گردیدند.

#### ۴- اطلاعات لازم

برای برآورد مدل‌های تصریح شده لازم است اطلاعات مربوط به هر یک از متغیرهای موجود در روابط (۲) و (۳) در اختیار باشد. این متغیرها عبارتند از: تولید سرانه، نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی، نسبت سرمایه انسانی به تولید ناخالص داخلی، نسبت موجودی سرمایه انسانی به تولید ناخالص داخلی، سطوح مختلف کیفیت دولت و همچنین نرخ استهلاک، نرخ رشد دانش فنی و نرخ رشد نیروی کار است.

آمار مربوط به مخارج دولت و تولید از سالنامه آماری بانک مرکزی برای سال‌های ۱۳۶۸ الی ۱۳۹۰ استخراج شده است. موجودی سرمایه نیز برای سال‌های ۱۳۶۸ الی ۱۳۸۶ از سالنامه‌های آماری بانک مرکزی و برای بقیه سال‌ها از طریق به‌روزرسانی روش مورد استفاده بانک مرکزی برآورد شده است. نرخ استهلاک نیز در حین برآورد موجودی سرمایه ۶/۱ درصد به دست آمده است. نرخ رشد نیروی کار نیز معادل متوسط نرخ رشد جمعیت فعال در سال‌های مورد بررسی در نظر گرفته شده است. همچنین نسبت خالص ثبت نام دوره متوسطه<sup>۱</sup> به عنوان پراکسی برای سرمایه‌های انسانی در نظر گرفته شده است. به علاوه، به دلیل در دسترس نبودن آمار مربوط به شاخص‌های نشان‌دهنده دانش فنی و تکنولوژی، کارایی تکنولوژی ثابت و نرخ رشد آن صفر در نظر گرفته شده است. از آنجا که بررسی تأثیر اندازه دولت بر رشد اقتصادی در سطوح مختلف کیفیت دولت مورد توجه است، بر اساس رهیافت کافمن و دیگران<sup>۲</sup> (۲۰۰۶) شاخص حکمرانی خوب به چهار سطح کیفیت خیلی خوب (بالتر از ۲/۵)، کیفیت خوب (بین صفر و ۲/۵)، کیفیت ضعیف (بین صفر و -۲/۵) و کیفیت خیلی ضعیف (کمتر از -۲/۵) تقسیم شده است.

1. Net Secondary Enrolment Ratio  
2. Kaufmann et.al

## ۵- برآورد مدل

## ۵-۱- بررسی پایایی متغیرها

قبل از برآورد دو تصریح مدنظر از مدل پایه، لازم است ماهیت متغیرهای مورد استفاده از جهت پایایی مورد بررسی قرار گیرد. اگر متغیرهای مورد استفاده در برآورد ضرایب الگو ناپایا باشد، باعث می‌شود که نتایج حاصل از برآورد چندان قابل اطمینان نبوده و در نتیجه محقق به استنباط‌های غلطی در مورد میزان ارتباط بین متغیرها می‌رسد. به منظور بررسی پایایی متغیرهای مدنظر از آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته استفاده شده که نتایج در جدول (۱) آمده است.

جدول (۱): آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته متغیرهای مدنظر

عنوان	در سطح		تفاضل مرتبه اول	
	آماره بحرانی	آماره آزمون	آماره بحرانی	آماره آزمون
لگاریتم تغییرات تولید سرانه	-۳/۷۵	۰/۱۷	-۳	-۶/۵
لگاریتم نسبت موجودی سرمایه	-۱/۹۵	۰/۷۶	-۳/۸۴	-۲/۹۹
لگاریتم نسبت سرمایه انسانی	-۳/۶۲	-۱/۷۴	-۳	-۳/۷۹
لگاریتم اندازه دولت	-۲/۹	-۲/۱۵	-۳/۹۳	-۱/۹۵

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول شماره (۱) حاکی از این است که تمامی متغیرها در سطح ناپایا هستند، اما با یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند. بنابراین همان‌طور که مشاهده می‌شود، درجه جمع بستگی تمامی متغیرها یکسان است، بنابراین بدون هراس از ایجاد رگرسیون کاذب می‌توان از روش OLS و همچنین برای برآورد رابطه بلندمدت از روش انگل - گرنجر و جوهانسن - جوسیلیوس استفاده نمود. اما در این مقاله از روش ARDL با توجه به مزیت‌های آن نسبت به دو روش مذکور برای برآورد استفاده شده است.

## ۵-۲- برآورد مدل با استفاده از روش ARDL

در این مقاله برای برآورد دو تصریح از مدل پایه یعنی رابطه (۲) و (۳) از فرآیند خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است. بر اساس روش‌شناسی، قبل از بحث

درباره رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای موجود در الگو لازم است که در ابتدا وجود رابطه هم‌جمعی آزمون شود. برای این منظور باید کمتر از یک بودن مجموع ضرایب متغیرهای وابسته با وقفه برای  $i = 1, 2, \dots, p$  بررسی شود که این مسئله تحت عنوان آزمون هم‌جمعی، یعنی آزمون فرضیه صفر به صورت  $H_0: \sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i - 1 \geq 0$  مطرح است.

بنابراین، برای محاسبه آماره این آزمون یعنی  $t = (\sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i - 1) / (\sum_{i=1}^p SE\hat{\alpha}_i)$  در ابتدا مدل (۲)

و (۳) با استفاده از اطلاعات سال‌های ۱۳۶۸ الی ۱۳۹۱ و به روش OLS برای تمامی ترکیبات برآورد شد. اما نکته قابل ذکر این است که قبل از آزمون وجود رابطه هم‌جمعی در ابتدا باید برای اطمینان از صحت و اعتبار الگوی برآورد شده، آزمون‌های تشخیصی لازم انجام شود. کمیت این آزمون‌ها در نرم‌افزار مایکروفیت هنگام برآورد الگو به همراه نتایج برآورد ارائه می‌شود. آماره‌های ضریب لاگرانژ (LM) و F در سطح ۹۵ درصد برای آزمون‌های تشخیصی حاکی از این است که مدل دارای مشکلات خودهمبستگی جملات اختلال، فرم تابعی، نرمال نبودن جملات اختلال و واریانس ناهمسانی نبوده است. بنابراین، بر اساس آزمون‌های شناختی، اعتبار آماری نتایج حاصل از برآورد مدل در چارچوب الگوی ARDL تأیید شده است.

بنابراین بعد از برآورد مدل (۲) و (۳) به روش ARDL با در نظر گرفتن یک وقفه برای متغیر وابسته بر اساس معیار شوارتز - بی‌زین و اطمینان از اعتبار نتایج برآوردی، کمیت آماره آزمون هم‌جمعی برای دو رابطه مذکور محاسبه شده که در جدول (۲) آمده است.

جدول (۲): نتایج محاسبه آماره t برای رابطه (۲) و (۳)

رابطه	ضریب متغیر وابسته با وقفه	انحراف معیار متغیر وابسته با وقفه	آماره t
۲	۰/۳۱۸۷	۰/۰۵۰۱	-۱۳/۶
۳	۰/۴۳۵۸	۰/۰۶۳۲	-۱۰/۷

منبع: یافته‌های تحقیق

از آنجا که قدرمطلق آماره t محاسبه شده در تمامی تصریح‌ها بزرگ‌تر از کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۵ درصد (۳/۹۸-) است، لذا فرضیه عدم وجود رابطه هم‌جمعی پذیرفته نمی‌شود. بنابراین، نتیجه می‌گیریم که یک رابطه

تعادلی بلندمدت میان متغیرهای مدل در دو تصریح معرفی شده وجود دارد. ضرایب بلندمدت این تصریح‌ها به روش ARDL و انتخاب یک وقفه براساس معیار شوارتز بیزین در جدول (۳) و (۴) آمده است.

جدول (۳): نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت رابطه (۲) با ARDL

متغیر	عرض از مبدا	لگاریتم نسبت موجودی سرمایه	لگاریتم نسبت سرمایه انسانی	لگاریتم اندازه دولت	D1	D2	D3
ضریب	۱/۲۲ (۲/۲۶)	۰/۳۹ (۲/۴۹)	۰/۱۰ (۲/۴۱)	۰/۲۱ (۴/۵۴)	۰/۰۸ (۲/۵)	۰/۰۷ (۲/۱۸)	۰/۰۵ (۲/۶۴)
				DW=۲/۰۸		R <sup>2</sup> =۰/۹۹	

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از جدول (۳) حاکی از این است که تمامی متغیرهای لحاظ شده در رابطه (۲) در سطح ۹۵ درصد از لحاظ آماری معنی‌دار و اثر مثبتی بر تولید دارند. قدرت توضیحی در این تصریح معادل ۰/۹۹ است که در سطح بالایی قرار دارد. ضریب لگاریتم اندازه دولت برابر با ۰/۲۱ و بیانگر این است که با افزایش اندازه دولت، تولید به میزان ۰/۲۱ درصد افزایش خواهد یافت. ضرایب متغیرهای مجازی مربوط به کیفیت دولت بدین نحو تفسیر می‌شود که برای مثال در سال‌هایی که کیفیت دولت خیلی بالا است، تولید ۱/۳ درصد بیشتر از سال‌هایی است که کیفیت دولت خیلی پایین است.

جدول (۴): نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت رابطه (۳) با ARDL

متغیر	عرض از مبدا	لگاریتم نسبت موجودی سرمایه	لگاریتم نسبت سرمایه انسانی	لگاریتم اندازه دولت	SG1	SG2	SG3
ضریب	۰/۹۲ (۲/۱۱)	۰/۳۹ (۲/۹۹)	۰/۲ (۲/۹۵)	۰/۲۵ (۳/۲۱)	۰/۰۷ (۴/۸۵)	۰/۰۳ (۱/۱۸)	۰/۰۲ (۱/۲۶)
				DW=۱/۹۵		R <sup>2</sup> =۰/۹۹	

منبع: یافته‌های تحقیق

در این تصریح برای بررسی اینکه آیا اثر مخارج دولت در سال‌های مختلف بر اساس سطح کیفیت متفاوت است، جمله اثرات متقابل اندازه دولت و سطح کیفیت مدنظر قرار گرفته است. هدف از لحاظ متغیر اثر متقابل اندازه دولت و سطح کیفیت در مدل این است که بررسی شود در

۱. این عدد از رابطه  $(e^{-1} - 1) / 0.08$  به دست آمده است.

سال‌هایی که کیفیت دولت خوب است، آیا استفاده از مخارج دولت کارا تر است؟ نتایج حاکی از این است که جمله اثرات متقابل فقط برای سال‌های با کیفیت خیلی بالا از لحاظ آماری معنی‌دار است و این نشان می‌دهد که اندازه دولت به طور مؤثرتری در این سال‌ها منجر به افزایش تولید در ایران می‌شود.

علاوه بر این، سایر متغیرهای لحاظ شده در این رابطه در سطح ۹۵ درصد از لحاظ آماری معنی‌دار و اثر مثبتی بر تولید دارند. قدرت توضیحی در این تصریح معادل ۰/۹۹ است که در سطح بالایی قرار دارد. ضریب لگاریتم اندازه دولت برابر با ۰/۲۵ و بیانگر این است که با افزایش اندازه دولت، تولید به میزان ۰/۲۵ درصد افزایش خواهد یافت. شایان ذکر است در این تصریح که سطوح مختلف کیفیت دولت لحاظ شده است، میزان اثرگذاری اندازه دولت نسبت به تصریح قبل افزایش یافت است.

بعد از برآورد رابطه تعادلی بلندمدت می‌توان به برآورد روابط کوتاه‌مدت که از آن الگوهای تصحیح خطا تعبیر می‌شود پرداخت. با استفاده از این الگوها می‌توان به نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها و ارتباط آن‌ها به مقادیر تعادلی بلندمدت دست یافت. ضرایب برآوردی الگوی تصحیح خطا دو رابطه (۲) و (۳) در جداول (۵) و (۶) ارائه شده‌اند.

جدول (۵): ضرایب برآورد الگوی تصحیح خطا رابطه (۲)

متغیر	ecm(-1)	لگاریتم نسبت موجودی سرمایه	لگاریتم نسبت سرمایه انسانی	لگاریتم اندازه دولت	D1	D2	D3
ضریب	-۰/۲۲ (-۲/۹۴)	۰/۱۶ (۲/۴۳)	۰/۲۷ (۲/۳۴)	۰/۱۹ (۶/۰۳)	-۰/۱۳ (۲/۴۹)	۰/۱۲ (۱/۱۸)	۰/۰۹ (۲/۶۵)
			DW=۱/۹۴		R <sup>2</sup> =۰/۹۹		

منبع: یافته‌های تحقیق

ضریب تصحیح خطا در رابطه (۲) معادل (-۰/۲۲) و از نظر آماری معنادار می‌باشد. بنابراین، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل پذیرفته می‌شود و می‌توان گفت در هر سال ۰/۲۲ از عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت، برای دستیابی به تعادل بلندمدت تعدیل می‌گردد. ضریب اندازه دولت و کیفیت دولت در الگوی تصحیح خطا نیز مثبت و از لحاظ آماری معنی‌دار هستند. ضرایب مربوط به سطوح مختلف کیفیت دولت نیز همگی از لحاظ آماری معنی‌دار و تأثیر مثبتی بر تولید دارند.

جدول (۶): ضرایب برآورد الگوی تصحیح خطا رابطه (۳)

متغیر	ecm(-1)	لگاریتم نسبت موجودی سرمایه	لگاریتم نسبت سرمایه انسانی	لگاریتم اندازه دولت	SG1	SG2	SG3
ضریب	-۰/۲۴ (-۳/۲۲)	۰/۲۵ (۲/۸)	۰/۳۹ (۳/۸)	۰/۲۲ (۴/۲)	۰/۱۸ (۲/۸)	۰/۰۹ (۰/۷۸)	۰/۰۵ (۰/۹۶)
		DW=۱/۹۴		R <sup>2</sup> =۰/۹۹			

منبع: یافته‌های تحقیق

ضریب تصحیح خطا در رابطه (۳) معادل (-۰/۲۴) و از نظر آماری معنادار می‌باشد. بنابراین، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل پذیرفته می‌شود. این ضریب نشان می‌دهد که در صورت وارد آمدن هر گونه شوک و عدم تعادل تعدیل این انحرافات با سرعت ۰/۲۴ انجام می‌شود. یعنی در هر دوره ۰/۲۴ از عدم تعادل‌های تولید سرانه برطرف می‌شود. این سرعت تعدیل نسبتاً پایین بیانگر این واقعیت است که در اقتصاد ایران انحرافات و عدم تعادل‌های به وجود آمده در تولید سرانه با سرعت کمی به سمت تعادل بلندمدت حرکت می‌کند.

علاوه بر این، سایر ضرایب به جزء اثر متقابل اندازه دولت در کیفیت بالا و پایین دولت از لحاظ آماری معنی‌دار هستند. ضریب اندازه دولت در این حالت ۰/۲۲ است که با وجود بالا بودن تأثیرگذاری آن نسبت به رابطه (۲)، در مقایسه با ضریب بلندمدت آن در رابطه (۳) کمتر است. ضمن اینکه کارایی اندازه دولت در دوره‌هایی که کیفیت دولت خیلی بالا است، بیشتر از سایر دوران‌ها می‌باشد.

### نتیجه‌گیری

در مقاله حاضر ضمن بررسی تأثیر اندازه دولت (نسبت مخارج کل به تولید ناخالص داخلی) و سطح کیفیت دولت بر رشد اقتصادی در ایران در دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت، کارایی اندازه دولت در سطوح مختلف کیفیت دولت نیز مورد بررسی قرار گرفته است. برای این منظور یک تابع تولید کاب داگلاس با استفاده از روش ARDL و اطلاعات سال‌های ۱۳۶۸ الی ۱۳۹۱ برآورد شده است. نتایج برآورد مدل حاکی از این است که، رشد اقتصادی نه تنها تحت تأثیر کیفیت دولت است، بلکه سطوح مختلف کیفیت دولت نیز می‌تواند آثار متفاوتی بر آن داشته باشد. به طوری که هر چه کیفیت دولت از سطح خیلی ضعیف فاصله

می‌گیرد و به سطح خیلی خوب ارتقاء می‌یابد، رشد اقتصادی بیشتر خواهد شد. در این ارتباط، در سال‌هایی که کیفیت دولت خیلی بالا است، لگاریتم تولید سرانه  $۸/۳$  درصد بیشتر از سال‌هایی است که کیفیت دولت خیلی پایین است. علاوه بر این، لگاریتم تولید سرانه در سال‌هایی که کیفیت دولت بالا و سال‌هایی که کیفیت دولت پایین است به ترتیب  $۸/۱$  و  $۵/۶$  درصد بیشتر از سال‌هایی است که کیفیت دولت خیلی پایین است. این یافته با نتایج مقاله کوری (۲۰۰۹) نیز کاملاً سازگار است.

بررسی اثر اندازه دولت بر رشد اقتصادی نیز حاکی از این است که این متغیر نه تنها به طور مستقیم اثر مثبتی بر تولید ناخالص داخلی دارد، بلکه میزان این اثرگذاری در سال‌های مختلف برحسب سطح کیفیت دولت متفاوت می‌باشد. به طوری که، متغیر اثر متقابل اندازه دولت و متغیرهای مجازی کیفیت دولت در سال‌های با کیفیت خیلی بالا از لحاظ آماری معنی‌دار است و این نشان می‌دهد که اندازه دولت به طور مؤثرتری در این سال‌ها منجر به افزایش تولید در ایران می‌شود.

ضرایب تصحیح خطای برآوردی برای تصریح‌های مختلف نشان می‌دهد که حداکثر سرعت تعدیل حداکثر معادل  $۰/۲۴$  است. لذا، سرعت تعدیل نسبتاً پایین بیانگر این واقعیت است که در اقتصاد ایران انحرافات و عدم تعادل‌های به وجود آمده در تولید سرانه با سرعت کمی به سمت تعادل بلندمدت حرکت می‌کند. با توجه به نتایج مذکور پیشنهاد می‌شود، در صورتی که دولت قصد داشته باشد از طریق افزایش مخارج دولتی بسترهای رشد اقتصادی را فراهم نماید، بهتر است در ابتدا پیش شرط آن یعنی بالابردن کیفیت دولت را تحقق بخشد.

## منابع

### الف - فارسی

۱. برادران شرکاء، حمیدرضا؛ ملک‌الساداتی، سعید؛ «حکمرانی خوب: کلید توسعه آسیای جنوب غربی»، نشریه علوم سیاسی راهبرد، ۱۳۸۷، شماره ۴۶.
۲. تشکینی، احمد؛ «اقتصادسنجی کاربردی به کمک مایکروفیت»، مؤسسه فرهنگی دیباگران، تهران، ۱۳۸۴.
۳. حسینی، شمس‌الدین و همکاران؛ «نقش و جایگاه دولت در اقتصاد از نظریه تا عمل»، معاونت امور اقتصادی و دارایی، ۱۳۹۲.

۴. حیدری، حسن و همکاران؛ «رابطه بین اندازه دولت و رشد اقتصادی: مطالعه موردی کشورهای عضو اوپک حاشیه خلیج فارس»، فصلنامه اقتصاد مقداری، ۱۳۸۹، شماره ۳.
۵. رضایی، مجید؛ «جایگاه نهاد دولت در عرصه اقتصاد»، فصلنامه اقتصاد اسلامی، ۱۳۸۲، شماره ۱۴.
۶. رفیعی، هادی؛ زیبایی، منصور؛ «اندازه دولت، رشد اقتصادی و بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی»، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۳۸۲، شماره پیاپی ۴۴-۴۳.
۷. سامتی، مرتضی و همکاران؛ «تحلیل تأثیر شاخص‌های حکمرانی خوب بر شاخص توسعه انسانی، مطالعه موردی: کشورهای جنوب شرقی آسیا»، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۱۳۹۰، شماره ۴.
۸. شفیعی، افسانه و همکاران؛ «آزمون تأثیر سیاست‌های مالی بر رشد اقتصادی، پژوهش‌نامه اقتصادی، ۱۳۸۳، شماره ۱۱.
۹. صادقی‌شاهدانی، مهدی و همکاران؛ «اثر نقش حاکمیتی و تصدی‌گری دولت در اقتصاد بر توزیع درآمد به روش ARDL: مطالعه موردی ایران»، فصلنامه اقتصاد مقداری، ۱۳۸۸، شماره ۶.
۱۰. صفدری، مهدی؛ پورشهایی، فرشید؛ «اثر کسری بودجه دولت بر کسری تجاری در اقتصاد ایران»، مجله اقتصادی □ ماهنامه بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی، ۱۳۸۸، شماره ۹۳.
۱۱. صیادزاده، علی و دیگران؛ «بررسی رابطه بین اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران: برآورد منحنی آرمی»، پیک نور، ۱۳۸۶، شماره ۴.
۱۲. طاهری، حامد؛ صارم صفاری، میلاد؛ «بررسی رابطه بین نرخ ارز و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران: با استفاده از رویکرد ARDL»، فصلنامه روند پژوهش‌های اقتصادی، ۱۳۹۰، شماره ۶۰.
۱۳. گزارش اندازه دولت و رشد اقتصادی، دفتر بهبود تشکیلات و برنامه ریزی نیروی انسانی، معاونت امور مدیریت و منابع انسانی، اردیبهشت ۱۳۸۲.
۱۴. کمیجانی، اکبر؛ سلاطین، پروانه؛ «تأثیر حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی در گروه کشورهای منتخب OECD و OPEC»، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، ۱۳۸۹، شماره ۲.
۱۵. نوفرستی، محمد؛ ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، ۱۳۸۷.

#### ب- لاتین

16. Cooray, A; 2009, "Government Expenditure, Governance and Economic Growth", Comparative Economic Studies, Vol.3, No.51.
17. Doessel, D.P; Valadkhani, A; 2003, "The Effects of Government on Economic Growth in Fiji", Singapore Economic Review, Vol.48, No. 1.

18. Easterly, W; Rebelo, S; 2003, "**Fiscal Policy and Economic Growth: An Empirical Investigation**", Journal of Monetary Economics, No. 32.
19. Guseh, J.S; 1997, "**Government Size and Economic Growth in Developing Countries: A Political-economy Framework**", Journal of Macroeconomics, Vol. 19, No. 1.
20. Kaufmann, D; Kraay, A; Mastruzzi, M; 2003, "**Governance Matters V: Governance Indicators for 1996-2005**", World Bank Policy Research Working Paper 4012.
21. Kjar Anne Mette; 2003, *In Governance: Key Concepts*, Publisher: Wiley, First Edition, pp, 1-2.
22. Musai, Maysam; Mehrara, Mohsen; 2011, "**Investigating the Government Size and Quality's Contribution to Long-Run Economic Growth**", American Journal of Scientific Research, ISSN 1450-223X, Issue 30, pp, 104-112.

# اثر اجرای سیاست تعدیل اقتصادی در بخش بهداشت و درمان بر رشد اقتصادی ایران

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۵/۰۲

تاریخ تأیید: ۹۲/۱۰/۲۰

ناصر الهی<sup>۱</sup>

استادیار دانشگاه مفید

مجید رضایی<sup>۲</sup>

عضو هیأت علمی دانشگاه مفید

نگار بیرجندی<sup>۳</sup>

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه مفید

## چکیده

بهداشت دارای اثرات خارجی مثبت اجتماعی و فردی است که مهم‌ترین دلیل دخالت دولت و ضرورت هزینه‌های مربوط توسط دولت‌ها در امر بهداشت عمومی جامعه را ناشی می‌شود. از دههٔ چهل به بعد دولت با برنامه‌ریزی‌های متفاوت سیاست‌های مختلفی را دنبال کرده که در طی آن گستره و نحوهٔ دخالت دولت در بخش بهداشت و درمان تغییر نموده است. از زمان دولت آقای هاشمی رفسنجانی، در امتداد سیاست تعدیل اقتصادی، خصوصی‌سازی این بخش افزایش یافت و تعرفهٔ سازمان‌های دولتی عرضه‌کنندهٔ خدمات بهداشت و درمان نیز آزادسازی و تعدیل گردید. هدف این مقاله بررسی چگونگی و میزان اثرگذاری اعمال سیاست تعدیل در این بخش بر رشد اقتصادی می‌باشد که با روش مدل خودتوضیحی انتقال ملایم لجستیکی (ال-استار)<sup>۴</sup> و با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۸۵-۱۳۴۶ انجام می‌شود. نتایج نهایی حاکی از این است که اجرای سیاست‌های تعدیل طی سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۷۵ در بخش بهداشت و درمان اثر معنی‌داری بر نرخ رشد اقتصادی ایران نداشته است. واژگان کلیدی: سیاست تعدیل، بهداشت و درمان، رشد اقتصادی، مدل خودتوضیحی انتقال ملایم لجستیکی (ال-استار)

طبقه‌بندی موضوعی: H18, H11

## مقدمه

در طول تاریخ، نظام‌های اقتصاد همواره مختلط بوده است و هیچ‌گاه نظام برنامه‌ریزی متمرکز و یا نظام بازار به صورت ناب و خالص وجود نداشته است. نسبت این دو به تناسب

1. Email: elahi@mofidu.ac.ir

2. Email: rezai@mofidu.ac.ir

3. Email: n.birjandi@yahoo.com

4. Logistic Smooth Transition AutoRegressive (L-STAR)

«نویسنده مسئول»

سال‌ها و شرایط جهانی تغییر کرده است، به گونه‌ای که گاهی گستره دخالت دولت بیشتر بوده است و گاهی هم نیروهای بازار حاکم بوده‌اند.

پس از بحران ۱۹۲۹ کنیز به تشریح علت بحران و شیوه‌های جلوگیری از آن پرداخت. وی به حضور و دخالت دولت در اقتصاد اعتقاد داشت و استفاده از سیاست‌های پولی و مالی و اهرم‌های دیگر توسط دولت را جهت رفع کمبود تقاضای مؤثر توصیه می‌نمود. در این خصوص باید عنوان نمود که حضور دولت در فعالیت‌های تولیدی به عنوان واکنشی نسبت به نارسائی‌های بازار صورت گرفت. در این دوران به خصوص در دهه‌های ۱۹۵۰-۱۹۶۰ نگرش غالب بر ادبیات توسعه اقتصادی به حضور هر چه بیشتر دولت در اقتصاد جهت تخصیص منابع و جلوگیری از رکورد، به افزایش رفاه اجتماعی منجر شد. دلایل دخالت دولت در اقتصاد را می‌توان به الگوبرداری از راهبرد توسعه اقتصادی شوروی به عنوان اقتصادی متمرکز با نرخ قابل قبولی از انباشت سرمایه و قطب مسلط اقتصادی و سیاسی در جهان، فقدان بخش خصوصی قدرتمند و نیاز به رشد سریع اقتصادی، توزیع عادلانه‌تر درآمدها، فقدان پس‌انداز کافی جهت سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی و ... نسبت داد. به‌رغم برخی از نتایج مثبت تحولات اقتصادی تحت هدایت دولت و عمومی کردن فعالیت‌های اقتصادی، در نهایت همراه با مشکلات فراوانی بودند. ناکام ماندن برنامه‌های تدوین شده برای دخالت دولت در اقتصاد و فروپاشی نظام کمونیستی اتحاد جماهیر شوروی سابق، کاهش رقابت بین‌المللی به دلیل نرخ‌های بالای تعرفه گمرکی به مدت نسبتاً طولانی، وجود نرخ‌های گران‌قیمت ارز و انحراف قیمت‌های داخلی و تخصیص نامطلوب منابع از کشاورزی و صنعت به خدمات، توزیع ناعادلانه‌تر درآمدها، بروز بحران‌های مالی و رکود اقتصادی و عملکرد بنگاه‌های دولتی به دلیل مداخلات سیاسی ... همگی موجب تعدیل در نظریات و سیاست‌های اقتصادی در دو دهه ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ گردید.

در بعد داخلی هزینه سنگین دفاع مقدس که بخش قابل توجهی از درآمد حاصل از صادرات نفت را می‌بلعید، امکان سرمایه‌گذاری مطلوب در امور زیربنایی را در دوران جنگ از بین برد. در همین حال خسارت و ویرانی‌های ناشی از جنگ که یک هزار میلیارد دلار ضرر و زیان مستقیم و غیرمستقیم به اقتصاد کشور وارد ساخت، می‌بایست جبران می‌شد.

در عین حال وضعیت نابسامان بازار جهانی نفت و افت قیمت آن، درآمدهای ارزی کشور را محدودتر از گذشته نمود، به گونه‌ای که برنامه‌ریزی برای سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی و نحوه هزینه ساختن درآمدهای نفتی و منابعی که از خارج اقتصاد نفتی قابل تأمین بود، امری ضروری تلقی گردید.

بخش خصوصی ایران در همین زمان از اعتماد و اطمینان کافی برای سرمایه‌گذاری و پذیرش خطر برخوردار نبود و انگیزه کسب سود که موتور فعالیت این بخش می‌باشد، آن را از دخالت در امور زیربنایی اقتصادی که سودآوری چندانی نداشت، برحذر می‌نمود.

اقتصاد ایران که در دوران دفاع مقدس، محاصره اقتصادی را نیز تحمل می‌کرد، به اجبار بخش قابل توجهی از هزینه‌های بخش عمومی را از طریق انتشار اسکناس‌های جدید و استقراض از بانک مرکزی، تأمین می‌کرد تا جایی که نسبت کسری بودجه به کل بودجه به حدود ۵۰ درصد رسید.

اقتصاد کشور بیش از این نمی‌توانست با شرایط گذشته، به فعالیت مثبتی ادامه دهد، لذا تجدیدنظر در نظام اقتصادی و اتخاذ سیاست جدید اقتصادی به منظور دسترسی به رشد پایدار، رشد تجارت خارجی در کنار کاهش وابستگی به صادرات نفت، ضرورت خود را نشان داد و در نتیجه منجر به اتخاذ سیاست‌های تعدیل اقتصادی گردید.

بسته‌ی سیاستی که از جانب سازمان‌های اقتصادی بین‌الملل برای حل بحران اقتصادی کشورها صادر شد و به نام‌های مختلف از جمله سیاست تعدیل یا اجماع واشنگتنی نامگذاری می‌شود، اثرات عمیق و در عین حال متفاوتی بر اقتصاد کشورها گذاشته است. آثار این سیاست‌ها به تناسب زیرساخت‌های اجتماعی و نهادی کشورها متفاوت بوده است. اما به طور کلی می‌توان بیان نمود که سیاست‌های تعدیل در بسیاری از کشورها نتیجه مطلوبی نداشته است و دلیلش فقدان نهادهای لازم و حکمرانی خوب، آزادی اقتصادی، محیط کسب و کار و ... می‌باشد.

هدف اصلی این پژوهش مشخص کردن آثار سیاست تعدیل در بخش بهداشت و درمان بر رشد اقتصادی کشور می‌باشد و این کار را بر اساس مدل خودتوضیحی انتقال ملایم لجستیکی (ال - استار) انجام می‌دهیم. هیچ‌کدام از مطالعات قبلی، آثار این سیاست را به صورت غیرخطی و از روش استار مورد مطالعه قرار نداده‌اند.

مقاله حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. بخش اول به مرور مطالعات تجربی می‌پردازد. بخش دوم به مبانی نظری و اثرگذاری بهداشت بر رشد اقتصادی اختصاص دارد. در بخش سوم به مبانی نظری سیاست‌های تعدیل پرداخته شده است. بخش چهارم به معرفی متغیرهای مورد استفاده در الگو و جامعه پژوهش اختصاص یافته است. در بخش پنجم یافته‌های تحقیق ارائه می‌شوند و در نهایت اختصاص به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری دارد.

## ۱- مطالعات تجربی

با آنکه عمر زیادی از ورود عامل بهداشت در الگوهای رشد اقتصادی نمی‌گذرد با این حال مطالعات زیادی صورت گرفته‌اند و هر کدام جنبه‌های مختلفی از این عامل را بر روی عملکرد اقتصادی در نظر قرار داده‌اند. برخی از مطالعات تأثیر مخارج بهداشتی را بر رشد اقتصادی در نظر گرفته‌اند و برخی دیگر تأثیر شاخص‌های بهداشتی بر رشد را، مورد بررسی قرار داده‌اند. اما در هیچ‌یک از مطالعات انجام شده، اثر تغییرات ساخت‌افزایی و نرم‌افزایی بخش بهداشت و درمان ناشی از اعمال سیاست تعدیل بر نرخ رشد اقتصادی مطالعه نشده است.

مردنی (۱۳۷۶) اثرات متقابل بهداشت، بهره‌وری و رشد اقتصادی را بررسی می‌کند و نتیجه می‌گیرد که کلیه هدف‌های اقتصادی و اجتماعی در یک جامعه رو به رشد، متأثر از تغییرات جمعیت و تبعات آن می‌باشد و در نتیجه کاهش رشد جمعیت را برای بهبود وضعیت جامعه پیشنهاد می‌دهد.

جوادی‌پور (۱۳۸۳) نشان می‌دهد که علاوه بر سرمایه‌های فیزیکی و انسانی، سرمایه بهداشتی که با متغیر مخارج بهداشتی وارد الگو شده است اثر مثبت و معینی در رشد اقتصادی دارد. به علاوه با بررسی علیت گرنجری نیز نشان می‌دهد که رابطه علیت دو طرفه برقرار است و متغیر مخارج بهداشتی نیز از رشد اقتصادی تأثیر می‌پذیرد.

هادیان و همکاران (۱۳۸۵) اثر مثبت و معنی‌دار هزینه‌های بهداشت روی رشد اقتصادی و همچنین اثر مثبت و غیرمعنی‌دار رشد جمعیت روی رشد اقتصادی را در کنار اثر مثبت سایر عوامل مانند سرمایه و نیروی کار نشان می‌دهد.

عمادی پرمکویی (۱۳۸۷) رشد مثبت تولید ناخالص داخلی نسبت به مخارج دولت در بخش بهداشت و درمان را نتیجه می‌گیرد و سرعت تعدیل ملایم نسبت به تغییر هزینه دولت در بخش بهداشت بر رشد اقتصادی را برآورد می‌نماید.

سلمان و محمدی (۱۳۸۸) اثر مخارج بهداشتی دولت را به عنوان معیاری برای بهداشت بر رشد اقتصادی ایران مورد بررسی قرار داده‌اند و نشان می‌دهند که مخارج بهداشتی دولت در بلند مدت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی ایران دارد.

کریمی حاجی پمق (۱۳۹۰) علاوه بر متغیرهای مخارج بهداشتی از متغیرهای دیگری مانند سرمایه فیزیکی، آموزش، صادرات، واردات و تعداد نیروی کار برای تعیین تغییرات تولید ناخالص

سرانه استفاده کرده است و نشان می‌دهد مخارج بهداشتی دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر تولید ناخالص داخلی سرانه می‌باشد.

ریورا و کوریس (۱۹۹۹) با استفاده از هزینه‌های بهداشتی به عنوان یک متغیر توصیفی و شاخصی برای سلامت در رگرسیون رشد، ارتباط مثبت بین سلامت و بهداشت را با رشد اقتصادی برآورد کردند، از طرفی پیر ریچارد آگنور (۲۰۰۵) تأثیرگذاری مثبت مخارج بهداشتی بر رشد اقتصادی را وابسته بر چگونگی تأمین هزینه‌های بهداشت توسط دولت و سطح کیفیت خدمات بهداشتی می‌داند.

مساحی (۱۳۸۷) به تحلیل نقش شاخص‌های بهداشتی بر رشد اقتصادی در قالب یک الگوی سیستم دینامیکی و اقتصادسنجی پرداخته است و نتیجه گرفته است که افزایش سطح شاخص‌های بهداشت میزان رشد اقتصادی را موجب می‌گردد و مهم‌ترین عامل مؤثر بر شاخص‌های بهداشت هزینه بهداشت و درمان می‌باشد که در صورت افزایش آن سطح شاخص‌های بهداشت در جامعه ارتقاء خواهد یافت.

بلوم و همکارانش (۲۰۰۱) در یک مقاله تأثیرگذاری بهداشت بر رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار داده‌اند، نتیجه اصلی این است که تأثیر بهداشت بر رشد اقتصادی به لحاظ آماری مثبت و چشمگیر است، اما تفاوت ناچیزی در میان کشورها در حد متوسط تجربه کاری وجود دارد.

یکی دیگر از بررسی‌های انجام شده، مطالعه بارگاو (۲۰۰۱) در زمینه مدل‌سازی اثرات بهداشت بر رشد اقتصادی می‌باشد. در این مطالعه اثرات شاخص‌های بهداشت از قبیل نرخ بقای بزرگسالان بر نرخ‌های رشد اقتصادی در کشورهای توسعه‌یافته بررسی شده است. نتایج این بررسی نشان‌دهنده اثرات مهم نرخ بقای بزرگسالان بر روی رشد کشورهای کم‌درآمد می‌باشد.

عجم اوغلو (۲۰۰۶) اثر امید به زندگی روی رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار می‌دهد. او نتیجه می‌گیرد که افزایش امید به زندگی منجر به افزایش چشمگیر جمعیت می‌شود. در مجموع به نظر می‌رسد با افزایش امید به زندگی درآمد سرانه در ابتدا کاهش یافته است این اثر منفی به آرامی در چهل سال بعد از بین می‌رود. شواهدی وجود دارد که افزایش در امید به زندگی منجر به رشد سریع‌تر درآمد سرانه می‌شود. این شواهد موجب می‌شود دریابیم که بهداشت یک تأثیر مرتبه اول روی رشد اقتصادی دارد.

موسومی و همکارانش (۲۰۱۲) در یک مقاله رابطه بین امید به زندگی و هر درآمد از

سرمایه را با بکارگیری پنل اطلاعاتی در سطح کشور از سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۰۹ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد این ارتباط غیرخطی می‌باشد. وی نتیجه می‌گیرد افزایش امید به زندگی ممکن است هزینه‌ها را در جامعه بر اساس افزایش درصد جمعیت مسن مورد تحمیل قرار دهد، پس سرمایه‌گذاری در طول عمر ممکن است خیلی سودمند نباشد.

مدسن (۲۰۱۲) در مقاله «بهداشت و سرمایه‌انسانی و تولید دانش» نشان می‌دهد که بهداشت به طور بالقوه برای توسعه از طریق یادگیری و تحصیلات مؤثر می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که بهداشت تأثیر بالایی در رشد از سال ۱۸۷۰ برای ۲۱ کشور عضو سازمان مذکور از طریق ارتقای سرمایه‌انسانی و ابداعات که محرکان اصلی پیشرفت‌های تکنولوژیکی هستند داشته است.

اما برخی از مطالعات به تأثیر خصوصی‌سازی خدمات بهداشت و درمان بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند:

بروک (۲۰۰۴) تغییرات نظام بهداشت همگانی و خدمات مراقبت‌های اولیه را در بخش‌های بهداشتی درمانی فلوریدا مورد بررسی قرار می‌دهد و نتیجه می‌گیرد که نظام بهداشت همگانی همواره در حال تغییر است. با این حال خصوصی‌سازی نباید فقط شامل خدمات‌دهی بخش‌های درمانی شود. بیشتر متخصصان در این زمینه معتقدند بخش خصوصی باید همواره بر این خدمات‌دهی نظارت داشته باشند تا مردم خدمات لازم و کافی و با کیفیت را دریافت کنند.

ویتزکین و همکارانش (۲۰۰۷) معتقدند که با کاهش هزینه‌های جانبی، بیمه خصوصی دسترسی به خدمات درمانی مورد نیاز در کشورهای کم توسعه افزایش می‌یابد. در این مطالعه تجربی، آن‌ها نتیجه گرفته‌اند که خصوصی‌سازی چه از طریق تبدیل بیمه بخش دولتی به بیمه بخش خصوصی و چه از طریق گسترش بیمه خصوصی با افزایش مشارکت مؤسسان شرکت‌ها، به طور کلی باعث افزایش دسترسی گروه‌های آسیب‌پذیر به خدمات درمانی نشده است.

در آخر به مطالعاتی اشاره می‌گردد که به بررسی اعمال سیاست‌های تعدیل پرداخته‌اند: قلمزن نیکو (۱۳۸۱) اثر برنامه تعدیل اقتصادی بر نابرابری توزیع درآمد در ایران را مورد بررسی قرار می‌دهد. در این بررسی اثر برنامه تعدیل بر نابرابری توزیع درآمد با استفاده از شاخص ضریب جینی نشان می‌دهد که نابرابری توزیع درآمد در سطح کل کشور و همچنین جامعه شهری در سال ۱۳۷۲ نسبت به سال ۱۳۶۸ کاهش یافته ولی در جامعه روستایی نابرابری توزیع درآمد افزایش یافته است.

مهرنیا (۱۳۸۳) عملکرد اقتصادی دولت در دوره قبل (۱۳۶۳-۱۳۶۷) و بعد از تعدیل اقتصادی یعنی (۱۳۶۸-۱۳۷۲) و (۱۳۷۴-۱۳۷۸) را مورد مقایسه قرار داده است. نتایج حاکی از آن است که اجرای این برنامه عملاً آثار مثبتی بر تعدادی از متغیرهای اقتصادی داشته است از جمله اینکه نرخ رشد اقتصادی با اتکای به گسترش فعالیت‌های تولیدی تشدید شد و رشد نقدینگی و کسری بودجه دولت نیز کاهش یافت.

رضایی حقیقت (۱۳۸۴) اثر تعدیل اقتصادی بر تراز پرداخت‌ها را به دو صورت بررسی نمود. ابتدا به لحاظ تجربی بر اساس آمار و اطلاعات موجود و نتایج بیان‌کننده تأثیر مثبت اجرای این سیاست بر تراز پرداخت‌ها می‌باشد. سپس با معرفی الگوی کلان‌سنجی و برازش و شبیه‌سازی آن، نتیجه می‌گیرد که تقلیل ارزش ریال موجب افزایش صادرات غیرنفتی و تراز تجاری اسمی و واقعی گردیده است.

کمبجانی (۱۳۷۲) در مقاله‌ای تحت عنوان مروری بر مبانی نظری و رهیافت‌های خصوصی‌سازی در چند کشور به مقایسه تطبیقی فرآیند خصوصی‌سازی در چند کشور منتخب (انگلستان، فرانسه، شیلی، مکزیک و پاکستان) می‌پردازد. وی نتیجه گرفته است که حاکمیت عدم کارایی بر فعالیت اقتصادی دولت و وضعیت بد مالی دولت دو عامل اساسی گرایش به سوی خصوصی‌سازی در کشورهای منتخب بوده است و همچنین نتیجه می‌گیرد که نه نظام بازار و نه اقتصاد برنامه‌ای با مشارکت فعال دولت به تنهایی قادر به حل مسئله اقتصادی بشر نیستند و با پیچیده‌تر شدن مسائل اقتصادی در جوامع نوین بشری نیاز به همکاری و هماهنگی بین نقش‌های اقتصادی بین بازار و دولت ضروری‌تر می‌گردد.

دادگر و احمدی (۱۳۸۳) در مقاله‌ای تحت عنوان «بررسی تطبیقی مستندات و مواد قانونی» برنامه‌های توسعه اول و دوم با تعدیل متعارف با بهره‌گیری از محتوای قانونی برنامه‌های توسعه اقتصادی و اجتماعی کشور بر اساس روش تحلیل محتوایی، میزان سازگاری این برنامه‌ها را با برنامه‌های تعدیل متعارف بررسی کرده‌اند و نتیجه گرفته‌اند که مستندات قانونی برنامه‌ها و عملکرد آن‌ها بیانگر آن است که از اولین برنامه توسعه به تدریج رویکرد حاکم بر برنامه‌های توسعه رویکرد تعدیل بوده است ولیکن فقدان راهبرد بلندمدت، گسست زمانی، انحراف عملکرد از اهداف برنامه‌ها از نقاط ضعف این رویکرد بوده است.

دادگر (۱۳۸۶) در فصل چهاردهم کتاب *اقتصاد بخش عمومی خود به بررسی کشورهای آلمان، فرانسه، مکزیک، هند و ... در خلال و پس از اجرای سیاست‌های تعدیل می‌پردازد و*

نتیجه می‌گیرد که اولاً، نمی‌توان یک نظریه بهینه جهان‌شمول از خصوصی‌سازی ارائه داد. در ثانی کشورهای به موفقیت نسبی در امر خصوصی‌سازی دست یافته‌اند که از بازاری کارآمد، رفتارهای عقلانی کارگزاران اقتصادی، زمینه‌های انتقادپذیری و مسئولیت‌پذیری برخوردار بوده‌اند. از طرفی دیگر کاسته شدن افراطی حضور دولت در همه حالات سبب گسترش کارایی نبوده است و همکاری و هماهنگی دو جانبه و متناسب با شرایط کشورهای مختلف در اعمال سیاست‌های تعدیل نیاز می‌باشد.

نیلی (۱۳۷۶) در مقاله‌ای تحت عنوان عملکرد سیاست‌های تعدیل به بررسی اعمال این بسته سیاستی در ایران و سایر کشورهای دیگر می‌پردازد. وی نتیجه می‌گیرد که عمده‌تاً سیاست‌های اعمال شده در کشور ما متمرکز بر آزادسازی قیمت‌های داخلی بوده است و به دلیل آنکه در بعد ثبات اقتصادی و خصوصی‌سازی توفیق بسیار ناچیزی داشته‌ایم آزادسازی قیمت‌ها در فضایی بی‌ثبات و تورمی به اجرا درآمد. سیاست‌های تعدیل به شیوه‌ای که به اجرا درآمد پیامدهای زیانباری به همراه داشت اما نمی‌توان سیاست‌های تعدیل را به صورت کامل رد کرد یا پذیرفت.

## ۲- مبانی نظری نحوه تأثیرگذاری بهداشت بر رشد اقتصادی

در بررسی‌های که در مورد کشورهای مختلف انجام گرفته است، پیوسته یک رابطه مثبت و معنی‌دار بین مخارج سرانه بر روی بهداشت و درمان و رشد اقتصادی نشان داده شده است. به طوری که در یک تجزیه و تحلیل، رابطه بین رشد و درآمد سرانه با درآمد ملی، میزان باسوادی و شاخص وضعیت سلامتی (نرخ مرگ و میر کودکان زیر پنج سال در هزار تولد زنده) بین سال‌های ۱۹۶۰-۱۹۹۰ در حدود هفتاد کشور مورد آزمون قرار گرفت. نتایج حاکی از آن بود که شاخص وضعیت سلامتی در هر کشور پیش‌بینی‌کننده خوبی برای عملکرد اقتصادی می‌باشد. به عبارت دیگر تخصیص منابع بیشتر به بهداشت و درمان و موقعیت سلامت جامعه را بهبود داده و عملکرد بهتر اقتصاد را به دنبال خواهد شد. به طوری که در نمونه فوق، متوسط رشد درآمد سرانه برای کشورهای با درآمد متوسط ۱/۴ درصد و نرخ مرگ و میر در این کشورها نیز ۱۷۶ در هزار بود. این رقم برای کشورهای با درآمد بالا در نمونه مذکور به ترتیب ۱/۵۵ درصد و ۱۰۶ در هزار و برای کشورهای با درآمد پایین ۱/۲۶ درصد و ۱۲۶ در هزار بود (WorldBank, 1993).

چگونگی و کانال‌های تأثیرگذاری بهداشت بر رشد اقتصادی را می‌توان از جنبه‌های مختلف مورد بررسی قرار داد:

۱- مجرای اصلی تأثیرگذاری بهداشت بر رشد اقتصادی به واسطهٔ اثر بهداشت بر بهره‌وری نیروی کار است. تأثیر سطح بهداشت بر رشد اقتصادی از طریق افزایش بهره‌وری، کارایی، افزایش خلاقیت ذهنی و ... می‌باشد. نیروی کار سالم‌تر فعالیت‌های جسمی و روحی خود را بهتر انجام می‌دهد، از لحاظ جسمی و ذهنی فعال‌تر عمل می‌نماید و کارآمدتر می‌تواند از تکنولوژی و ماشین‌آلات و تجهیزات استفاده نماید. همچنین نسبت به تغییرات (مربوط به سازمان یا شرکت) سازگارتر و انعطاف‌پذیرتر واکنش نشان می‌دهد. هنگامی که تعداد روزهای فرد سالم افزایش یابد عرضهٔ نیروی کار نیز افزایش می‌یابد. همین‌طور بهره‌وری بالاتر نیروی کار منجر به دریافت دستمزد بالاتر می‌گردد پس ترجیحات و انتظار افق زندگی او نیز افزایش می‌یابد و عرضهٔ نیروی کار نیز افزایش می‌یابد (اثر جانشینی) البته درآمد بالاتر منجر به کاهش ساعات کاری نیز می‌تواند گردد (اثر درآمدی) و برآیند این دو بردار باید بررسی گردد.

۲- بهبود بهداشت انگیزه کسب دانش را افزایش می‌دهد و سرمایه‌گذاری در کسب دانش می‌تواند منجر به یک زندگی کاری طولانی‌تر شود. کارگران سالم و تحصیل کرده، غیبت‌های پایین و عملکرد علمی بالایی دارند و بنابراین از یک سطح معین از آموزش، بهداشت بهتر و بالاتری دارند (Weil, 2007). همچنین بهبود بهداشت به افزایش تحصیل علم و ذخیره و انباشت دانش کمک می‌کند، که این امر کیفیت سرمایه انسانی کشور را بهبود می‌بخشد و بنابراین به طور مثبت به رشد اقتصادی کمک می‌کند.

۳- شواهد حاکی از آن است که بهداشت بهتر در صورت ثبات سایر شرایط احتمالاً به منزله آن خواهد بود که منابع کمتری صرف مخارج درمانی در زمان آینده خواهد شد پس منابع صرفه‌جویی شده صرف سرمایه‌گذاری و تحقق رشد می‌شود به طور مثال روی ذخیرهٔ سرمایه فیزیکی اثر می‌گذارد و سرمایه فیزیکی هم یکی از عوامل اثرگذار بر رشد اقتصادی می‌باشد.

۴- بهداشت همچنین رشد اقتصادی را از طریق فاکتورهای جمعیتی تحت تأثیر قرار می‌دهد. نرخ‌های بالای سرباری اثر بدی بر روی نرخ‌های پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و به تبع آن بر رشد اقتصادی دارند.

۵- افزایش سطح سلامت از طریق افزایش امید به زندگی متوسط طول عمر عرضه نیروی کار و در نتیجه تولید را افزایش می‌دهد. همچنین افزایش شاخص امید به زندگی منجر به

افزایش تمایل افراد به پس انداز و در نتیجه سرمایه‌گذاری بیشتر و بهبود شرایط اقتصادی می‌گردد و رشد اقتصادی تسریع می‌گردد. از طرف دیگر افزایش امید به زندگی به دلیل طول عمر نیاز به مصرف را افزایش می‌دهد و در نتیجه عرضه نیروی کار افزایش می‌یابد و رشد اقتصادی بالاتر را منجر می‌شود.

۶- بهبود سلامت و بهداشت به صورت افزایش بقاء و حیات و سلامتی کودکان کم‌سن می‌تواند انگیزه‌ای برای کاهش باروری شده و در نتیجه افراد بیشتر در نیروی کار مشارکت می‌کنند و در آمد سرانه بالاتری به دست می‌آورند.

۷- معمولاً در کشورهای در حال توسعه نرخ بازدهی اجتماعی آموزش بسیار بالا است. بهداشت به واسطه افزایش قابلیت‌های شناختی افراد می‌تواند اثر مثبت قابل توجهی بر نرخ بازدهی آموزشی (به خصوص در کشورهای در حال توسعه) داشته باشد. زیرا داشتن حداقل سطح بهداشت می‌تواند افراد و خانوارها را در درک مزایای آموزش یاری رساند و به این طریق اثر مثبت فراوانی بر میزان باسوادی افراد و در نهایت بهره‌وری جامعه داشته باشد. در واقع می‌توان گفت که مفهوم قابلیت‌های شناختی به وجود حداقل سطح درک و شعور برای دستیابی به شناخت افراد از محیط پیرامونی اشاره دارد. به بیان دیگر، اگر شناخت افراد از خود و محیط پیرامونی را تا حد زیادی اکتسابی بدانیم آن بخش اندک از شناخت افراد که اکتسابی نیست و مرهون توانایی‌های جسمی افراد است تا حد زیادی با بهداشت افراد مرتبط است.

### ۳- مبانی نظری سیاست‌های تعدیل اقتصادی

تعدیل اقتصادی به مجموعه برنامه‌های مورد مشورت، توصیه و حمایت صندوق بین‌المللی پول و بانک جهانی برای رفع عدم تعادل‌های اقتصادی در دو بعد داخلی و خارجی در کشورهای در حال توسعه اطلاق می‌گردد.

#### ۳-۱- اهداف کلی

برنامه‌های تعدیل اقتصادی برای حل مشکلات کشورهای در حال توسعه سه هدف کلی به شرح ذیل را تبعیت می‌کنند:

الف- اصلاح کسری بودجه دولت یا ایجاد تعادل داخلی: از دیدگاه برنامه تعدیل اقتصادی، کسری بودجه دولت ریشه بسیاری از مشکلات اقتصاد در دو بعد داخلی و خارجی در کشورهای در حال توسعه می‌باشد. نحوه تأمین کسری بودجه به چندین شیوه انجام

می‌شود که هر کدام آثار خاصی بر اقتصاد می‌گذارند. لذا ایجاد تعادل داخلی و نیل به بودجه متوازن اهمیت بسیاری دارد.

ب- اصلاح کسری موازنه پرداخت‌ها یا ایجاد تعادل خارجی: در کشورهای توسعه‌یافته با اقتصاد مبتنی بر بازار و نظام نرخ ارز شناور، مشکل کسری تراز پرداخت‌ها، موقتی و زودگذر می‌باشد و برعکس کشورهای در حال توسعه با نظام نرخ ارز کنترل شده به دلیل ارزشگذاری بالای پول داخلی و ... مدت طولانی با معضل کسری تراز پرداخت‌ها مواجهند. ارزشگذاری بالای پول داخلی اثرات مخربی را در طرف عرضه و طرف تقاضای اقتصاد به وجود خواهد آورد.

ج- اصلاح انگیزه‌ها و نهادهای اقتصادی جامعه: در کشورهای در حال توسعه عموماً دولت‌ها کنترل‌ها و محدودیت‌هایی را در نظام اقتصادی اعمال می‌کنند که این کنترل‌ها و محدودیت‌ها اختلالاتی را در انگیزه‌ها به وجود می‌آورند و سبب غیرمنطقی شدن انگیزه‌ها می‌گردند. همین امر سبب تخصیص غیربهبینه مبالغ می‌گردد. در نتیجه برای برطرف نمودن اختلالات ایجاد شده تعدیلات ویژه اقتصادی نیاز می‌باشد (برنامه تعدیل اقتصادی از دیدگاه بانک جهانی، مرداد و شهریور ۱۳۷۲).

### ۳-۲- سیاست‌های کلی

مهم‌ترین سیاست‌هایی که توسط بانک جهانی در صندوق بین‌المللی پول برای رسیدن به اهداف مورد نظر در برنامه تعدیل توصیه شده‌اند عبارتند از:

#### ۳-۲-۱- سیاست‌های تعدیل بودجه

بر اساس برنامه تعدیل به منظور دستیابی به هدف اصلاح کسری بودجه دولت، سیاست‌های زیر پیشنهاد می‌گردد:

الف- اصلاح نظام مالیاتی: یکی از سیاست‌های اجرایی معمول برای افزایش درآمد دولت، در جهت کاهش کسر بودجه و افزایش سهم دولت از تولید ناخالص ملی، تغییر نرخ‌ها و ساختار مالیات است (پژویان، ۱۳۷۲: ۳۵).

ب- کاهش و عقلایی کردن یارانه‌ها: بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول با هدف کاستن از هزینه‌های دولتی و تسهیل زمینه برای فعالیت بخش خصوصی، حذف و کاهش یارانه را جزء اصول اساسی برنامه‌های تعدیل قرار داده‌اند (همان).

ج- تجدید نظر و آزادسازی قیمت کالاها و خدمات دولتی: این سیاست منجر به واقعی شدن قیمت کالاها و خدمات عمومی می‌گردد. افزایش قیمت کالاها و خدمات عمومی به معنی افزایش درآمد دولت است که باعث کاهش کسری بودجه دولت می‌گردد.

د- کاهش مخارج عمرانی غیرکارا: انتخاب برنامه‌ها و طرح‌هایی که بودجه آن‌ها باید کاهش یابد. یکی از مراحل مهم در هر برنامه اصلاحات موفقیت آمیز است (همان، ۲۸).

### ۳-۲-۲- سیاست‌های تعدیل تراز پرداخت‌ها

اصلاح کسری موازنه پرداخت‌ها در چارچوب برنامه‌های تعدیل مستلزم اجرای سیاست‌های زیر است:

الف- کاهش ارزش پول ملی: کاهش ارزش پول ملی یکی از مؤثرترین سیاست‌های کشورهایی است که برنامه تعدیل در آن‌ها به اجرا در می‌آید. اتخاذ این سیاست باعث می‌شود که کسری حساب جاری اصلاح و در وضعیت تراز پرداخت‌ها بهبود حاصل گردد.

ب- افزایش نرخ بهره واقعی: به منظور محدود نگهداشتن حجم پول در اقتصاد و تشویق و ایجاد انگیزه پس‌انداز و جلوگیری از خروج سرمایه و ایجاد زمینه برای سرمایه‌گذاری خارجی در کشور ضروری است.

ج- اصلاح رژیم تجارت خارجی: اصلاح رژیم تجارت خارجی بیشتر به منظور اثر بخشی دو سیاست قبل اتخاذ می‌گردد. به گونه‌ای که اگر این سیاست به موقع اتخاذ نگردد می‌تواند آثار مثبت سیاست‌های کاهش ارزش پول و افزایش نرخ بهره واقعی را خنثی نماید.

### ۳-۲-۳- سیاست‌های اصلاح انگیزه‌ها و نهادهای اقتصادی

اصلاح انگیزه‌ها و نهادهای اقتصادی در چارچوب تعدیل اقتصادی مستلزم اجرای سیاست‌های زیر است:

الف- خصوصی‌سازی: به دنبال اجرای این سیاست تصدی دولت و نهادهای عمومی بر فعالیت‌های اقتصادی به بخش خصوصی انتقال می‌یابد. برنامه‌ریزان صندوق بین‌المللی پول و بانک جهانی معتقدند دولت با خصوصی‌سازی و فروش بنگاه‌ها به درآمدهای قابل ملاحظه‌ای دست می‌یابد و در عین حال از هزینه‌های آن کاسته خواهد شد. این روند می‌تواند مشکل کسری بودجه دولت‌ها را جبران کند. ملاحظات تئوریک سیاست خصوصی‌سازی بر اساس اهدافی استوار است که مهم‌ترین آن‌ها عبارت از کارآمدتر شدن اقتصاد و تخصیص بهینه منابع است. اگر این دو هدف تحقق یابد پیامدهای انتظاری آن عبارت خواهد بود از کاهش نقش

دولت، کاهش کسر بودجه، مشارکت مردم در سرنوشت اقتصادی خود و کاهش کسری تراز پرداختها و غیره (ستاری فر، ۱۳۷۱).

ب- آزادسازی مالی: آزادسازی مالی به هر اقدامی برای حذف یا کاهش فشارهای مالی و محدودیت‌های مالی گفته می‌شود.

ج- آزادسازی تجاری: هدف از آزادسازی تجاری، واقعی کردن منافعی است که می‌تواند از تخصیص بهتر منافع داخلی حاصل شود. آزادسازی قیمت‌ها باعث می‌گردد تا کالاها و خدمات، قیمت‌های واقعی خود را پیدا کنند و عرضه و تقاضای آن‌ها در بازار بر اساس قیمت تمام‌شده آن‌ها انجام گیرد.

ه- سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی: سرمایه‌گذاری دولت در بهداشت، آموزش، تغذیه اشتغال و ... در واقع سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی است که باعث بهبود کیفیت نیروی کار و افزایش بهره‌وری آن‌ها می‌گردد.

### ۳-۳- بررسی اعمال سیاست تعدیل در ایران

نتایج به دست آمده از مطالعات حاکی از آن است که اجرای برنامه تعدیل اقتصادی عملاً آثار مثبتی بر تعدادی از متغیرهای اقتصادی داشته است از جمله اینکه نرخ رشد اقتصادی با اتکای به گسترش فعالیت‌های تولیدی تشدید شد، رشد نقدینگی و کسری بودجه دولت نیز کاهش یافت و از اتکای بودجه به منابع بانکی کاسته شد.

در بخش تجارت نیز به طور کلی با حذف پیمان ارزی و سایر مقررات دست و پاگیر بهبود حاصل شد سهم بودجه عمرانی در کل بودجه نیز افزایش یافت اما به‌رغم اثرات مثبت سیاست‌های تعدیل اقتصادی، عدم هماهنگی و مطالعه کافی دریافتن روش‌های صحیح اعمال سیاست‌های مختلف اثرات سوئی به دنبال داشته است.

۱- افزایش نرخ تورم در برخی از سال‌ها (۱۳۷۰ به بعد)؛ ۲- عدم موفقیت در اتکای به درآمدهای نفتی.

پاسخ به این پرسش که چرا برنامه‌های تعدیل ساختاری در کشورمان موفق نبوده است؟ به سادگی امکان‌پذیر نیست. یکی از سیاست‌های برنامه تعدیل ساختاری کاهش رسمی ارزش پول ملی در برابر ارزهای خارجی می‌باشد. انتظار می‌رود که به دو صورت کاهش ارزش پولی ملی اوضاع را سامان ببخشد؛ کاهش واردات و افزایش صادرات. اما با افزایش قیمت صادرات قیمت آن دسته از کالاهایی که جنبه صادراتی دارند و همین‌طور آن دسته از کالاهایی که در

داخل تولید می‌شوند، اما مواد اولیه آن‌ها از واردات یا کالاهای جانشین واردات یا کالاهای صادراتی تأمین می‌شوند، افزایش می‌یابد. در نتیجه افزایش قیمت آن‌ها در کوتاه‌مدت که بخش عظیمی از مصرف کل اقتصاد را رقم می‌زند، به طور مستقیم به تورم شدید منجر می‌شود.

یکی دیگر از سیاست‌های مهم تعدیل ساختاری که بسیار تورم‌ساز است کاهش یا حذف یارانه مواد غذایی و سایر کالاها و خدمات اساسی است که به شدت منجر به افزایش قیمت کالاهایی می‌شود که بخش عمده مصرف را تشکیل می‌دهد. عدم اطمینان و ریسک توأم با اوجگیری تورم انتظاری، زمینه‌های کاهش شدید سرمایه‌گذاری‌های مولد، افزایش سهم موجودی انبار و گسترش بیکاری را به همراه خواهد داشت.

افزایش نرخ‌های بهره که از دیگر سیاست‌های تعدیل ساختاری است نیز به گونه‌ای دیگر ضربه وارد می‌سازد. نرخ‌های بالای بهره برای سرمایه در گردش معمولاً توسط بنگاه‌های اقتصادی به قیمت‌های بالاتر کالاها انتقال می‌یابد. به دلیل افزایش هزینه تولید، عرضه هم کم خواهد شد و در نتیجه تورم رکوردی پدید خواهد آمد. هزینه‌های بالای وام گرفتن همراه محصول کمتر عملاً موجب کاهش تقاضا برای سرمایه‌گذاری نیز می‌شود.

اما سیاست قابل توجه دیگر کاهش مخارج عمومی دولت می‌باشد که بخش اصلی آن معطوف به فعالیت‌های عمرانی دولت می‌شود و کاهش این فعالیت‌ها خود منجر به کاهش تقاضا برای نیروی کار و در نتیجه افزایش بیکاری می‌شود.

از طرف دیگر کاهش مخارج دولتی، یعنی عدم اجرای تعهدات دولت در زمینه بهداشت و درمان و آموزش و پرورش و واگذاری آن به نیروهای بازار یعنی واگذاری فعالیت‌ها به بخش خصوصی با قیمت‌های بالاتر و کیفیت پایین‌تر به دلیل عدم آمادگی این بخش فشاری مضاعف را به اقشار مختلف جامعه به ویژه قشر فقیر و ضعیف جامعه وارد می‌سازد. در نتیجه کاهش مخارج دولتی، افزایش مالیات‌ها، کاهش دستمزدهای واقعی، در تهدید اعتبارات منجر به کاهش اشتغال، افزایش قیمت کالاهای مصرفی موجب افزایش فقر و آسیب‌های اجتماعی در جامعه می‌شود. بهداشت دارای اثرات خارجی مثبت می‌باشد و بر اساس منطق اقتصادی ضرورت دخالت دولت را اقتضاء می‌کند و اعمال سیاست تعدیل اقتصادی در این بخش منافع اجتماعی را کاهش می‌دهد. به طور کلی تعدیل ساختاری، در آمد کسانی را که از منابع مولد کمیاب برخوردار هستند افزایش می‌دهد، مثلاً درآمد کسانی که سرمایه مالی دارند و یا دارای چیره‌دستی و مهارت‌های بالایی هستند افزایش می‌یابد؛ و در مجموع به نفع کسانی است که دارای بهره‌وری بالا هستند.

لذا توزیع درآمد را از سایر گروه‌ها به طرف این گروه سوق می‌دهد و درآمد آنان افزایش می‌یابد. این انتقال درآمد، با آسیب‌رسانی به بهره‌وری نیروی کار تهیدستان، آثار منفی خود را در تغذیه و بهداشت و سلامت بر جای می‌گذارد (وودوارد، ۱۳۷۵).

#### ۴- متغیرها و داده‌های مورد استفاده

تمامی داده‌ها به صورت سری زمانی و بر اساس قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ می‌باشد و به صورت لگاریتمی در مدل لحاظ شده‌اند. در ادامه هر یک از متغیرهای مدل را به صورت خلاصه شرح خواهیم داد:

**GDP:** متغیر وابسته مدل، لگاریتم تولید ناخالص داخلی است. داده‌های این متغیر از سایت بانک مرکزی ایران استخراج شده‌اند.

**K:** داده‌های سرمایه‌گذاری ناخالص یا تشکیل سرمایه ناخالص را با مجموع گرفتن از مقدار این متغیر برای ماشین‌آلات، ساختمان و تغییر در موجودی انبار و با استفاده از آمارهای موجود در سایت بانک مرکزی ایران به دست آورده و برای تخمین استفاده می‌کنیم.

**H:** شاخصی که در این مقاله برای لحاظ سرمایه انسانی در نظر گرفته شده است مجموع کل دانشجویان در دانشگاه‌های دولتی و آزاد می‌باشد.

**EM:** از داده‌های برآورد سری زمانی جمعیت شاغل به تفکیک بخش‌های اقتصادی در دوه ۱۳۳۵-۱۳۸۵ از مقاله دکتر علیرضا امینی استفاده شده است. در این مقاله، برآورد آمارهای سری زمانی جمعیت شاغل در فواصل بین دو سرشماری یا نمونه‌گیری متوالی با استفاده از روش‌های درونیابی اسپلاین طبیعی و اسپلاین یکنوای صعودی انجام شده است. برای درونیابی از یک متغیر توضیح‌دهنده استفاده شده، که در هر فعالیت اقتصادی با توجه به نظریات تقاضای نیروی کار و ساختار بازار انتخاب شده است. بدین منظور از آمارهای سالانه ارزش افزوده به قیمت جاری و ثابت سال ۱۳۷۶، دستمزدها به قیمت جاری و ثابت و اشتغال از سایر منابع آماری به عنوان متغیر توضیح‌دهنده استفاده شده است (امینی، نشاط و اصلاحچی، ۱۳۸۷).

**Dr:** این متغیر را نیز به صورت تعداد پزشکان به ازای هر ده هزار نفر در الگو لحاظ کرده‌ایم. داده‌های این متغیر از سالنامه‌های آماری مرکز آمار ایران استخراج شده است.

**B:** این متغیر را به صورت تعداد تخت‌های بیمارستانی به ازای هر هزار نفر در الگو لحاظ کرده‌ایم. داده‌های این متغیر از سالنامه‌های آماری مرکز آمار ایران به دست آمده است.

## ۵- یافته‌ها

هم اکنون می‌خواهیم بررسی کنیم آیا اجرای سیاست‌های تعدیل روی بخش بهداشت و درمان اثرگذار بوده است، یا خیر؟ برای پاسخ به این سؤال اجرای فرآیند زیر ضروری به نظر می‌رسد.

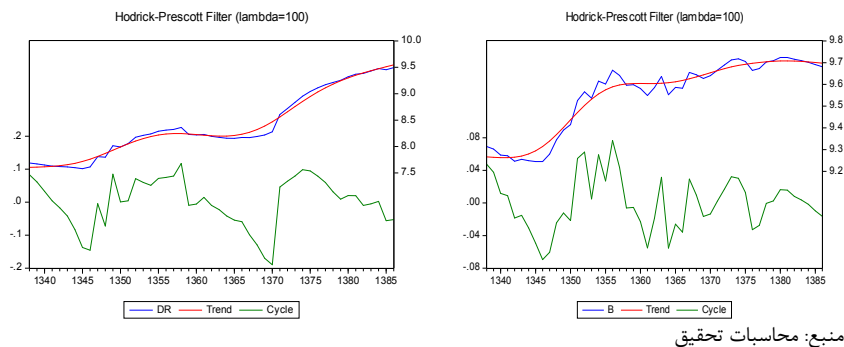
### ۵-۱- معرفی متغیرهای کنترل

ابتدا یک شاخص نرم‌افزاری و یک شاخص سخت‌افزاری از بخش بهداشت و درمان را گزینش کرده‌ایم. در این مقاله شاخص نرم‌افزاری ما تعداد پزشکان در دوره مورد بررسی بوده است و شاخص سخت‌افزاری، تعداد تخت‌های بیمارستانی می‌باشد. بدین معنا که تعداد پزشکان نماینده‌ای از پیشرفت‌های علمی، دستاوردهای پژوهشی و ... در زمینه علم پزشکی می‌باشد که برون داد آن تعداد پزشکان می‌شود و تعداد تخت‌های بیمارستانی نماینده‌ای از تجهیزات پزشکی، تعداد پرستارها، تعداد آمبولانس‌ها و ... می‌باشند و شاخصی است که تغییرات سخت‌افزاری بخش بهداشت و درمان را توضیح می‌دهد.

### ۵-۲- استخراج مسیر زمانی تعادلی

برای اینکه اثر سیاست تعدیل را بر بخش بهداشت و درمان ملاحظه نماییم، لازم است ابتدا با یکی از روش‌های متناسب و شناخته شده مسیر زمانی تعادلی تعداد پزشکان و تعداد تخت‌های بیمارستانی را استخراج نماییم و پسماند این مسیر تعادلی را در دوره اجرای سیاست‌های تعدیل (۱۳۷۰-۱۳۷۵) به مثابه شاخصی از اثر سیاست تعدیل شناسایی کنیم. در این مطالعه، مسیر زمانی تعادلی تعداد پزشکان و تعداد تخت‌های بیمارستانی بر اساس فیلترینگ هودریک - پرسکات<sup>۱</sup> استخراج شده است.

#### نمودار (۱) - تعیین روند تعادلی پزشکان و تخت بیمارستان



1. Hodrick-Prescott

سپس پسماندهای تعداد پزشکان،  $ADr$ ، به عنوان اثر سیاست تعدیل بر شاخص نرم‌افزاری بخش بهداشت و درمان و پسماندهای تعداد تخت‌های بیمارستانی،  $AB$ ، به عنوان اثر سیاست تعدیل بر شاخص سخت‌افزاری بخش بهداشت و درمان را برای دوره اجرای سیاست‌های تعدیل (۱۳۷۰-۱۳۷۵) استخراج می‌نماییم. در بخش بعدی با استفاده از دستاوردهای فوق به بررسی اثرگذاری سیاست‌های تعدیل بر بخش بهداشت و درمان تحت الگوی غیرخطی می‌پردازیم.

### ۵-۳- تخمین الگو با استفاده از رویکرد (ال - استار)

در این مقاله فرض بر آن بوده است که اجرای سیاست تعدیل اقتصادی در بخش بهداشت و درمان بر رشد اقتصادی تأثیر غیرخطی دارد، در صورت رد فرضیه خطی بودن مدل و عدم برآورد مدل غیرخطی، الگوی خطی دچار خطای تصریح بوده و لازم است که الگوی غیرخطی با توجه به متغیرگذار مناسب برآورد گردد. در نتیجه در ادامه این بخش به تصریح و تخمین الگوی غیرخطی پرداخته و نتایج حاصل را تفسیر می‌نماییم.

تخمین مدل غیرخطی ال - استار به صورت معادله ذیل منتج به رابطه زیر می‌شود:

$$GDP = 2.62 - 0.41EM + 0.28K - 0.028H - 0.1B + 0.33Dr - 0.16E + 1.56GDP(-2) * ((1 + \exp(0.12(ADr(-1) + 7076))))^{-1}$$

اما هدف اصلی در طراحی این مدل پی بردن به این مطلب است که آیا سیاست‌های

تعدیل بر رشد اقتصادی در بخش بهداشت و درمان تأثیر غیرخطی دارند یا خیر؟

جهت این منظور آزمون والد را تحت فرضیه صفر در نظر گرفتن ضرایب مربوط به مدل غیرخطی ال - استار، یعنی  $c(8)$ ،  $c(9)$  انجام می‌دهیم. در صورت تأیید فرضیه و احتمال همزمان صفر شدن ضرایب مدل غیرخطی درمی‌یابیم که سیاست‌های تعدیل بر رشد اقتصادی در بخش بهداشت و درمان تأثیر غیرخطی ندارند و در نتیجه فرضیه غیرخطی بودن مدل رد می‌شود.

#### جدول (۱): نتایج آزمون والد

آماره آزمون	ارزش	درجه آزادی	سطح معنی‌داری
آماره F	۱/۲۸۱	(۲ و ۳۰)	۰/۲۹
آماره جی - دو	۲/۵۶۳	۲	۰/۲۷

همان طور که ملاحظه می‌گردد فرضیهٔ صفر شدن همزمان ضرایب مدل غیرخطی با احتمال ۲۹ درصد رد نمی‌شود، پس ضرایب اعتبار آماری ندارند. در نتیجه سیاست‌های تعدیل بر رشد اقتصادی در بخش بهداشت و درمان طبق مدل ال - استار تأثیرگذار نبوده‌اند و هیچ‌گونه شکست ساختاری رخ نداده است. در نتیجه در ادامه مدل خطی را برآورد می‌نماییم تا دریابیم طبق مدل خطی این بستهٔ سیاستی بر رشد اقتصادی تأثیرگذار بوده است یا خیر.

#### ۵-۴- برآورد مدل خطی

در این بخش یک الگوی ساده خطی برای عوامل اثرگذار بر تولید ناخالص داخلی برآورد می‌کنیم. با توجه به متغیرهای مورد استفاده در مقاله حاضر، برآورد الگوی خطی در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول (۲): نتایج برآورد مدل خطی

متغیر مستقل	ضریب	خطای معیار	سطح معنی‌داری	اعتبار آماری
C	-۱۲/۳۶۴	۱۱/۵۴۸۰۷	۰/۳۹۳	ندارد
EM <sup>2</sup>	-۰/۰۴۱	۰/۰۱۲۴۶۲	۰/۰۰۲	دارد
K	۳/۰۴۳	۱/۴۰۲۴۷۸	۰/۰۳۸	دارد
K <sup>2</sup>	-۰/۱۱۷	۰/۰۵۳۸	۰/۰۳۸	دارد
H	۰/۵۷۷	۰/۲۴۰۴۴۵	۰/۰۲۳	دارد
H <sup>2</sup>	-۰/۱۸۳	۰/۰۶۶۲۲۳	۰/۰۱۰	دارد
E	۰/۰۲۱	۰/۰۰۵۱۸۶	۰/۰۰۰	دارد
DR	۰/۵۱۹	۰/۱۲۳۲۴۹	۰/۰۰۰	دارد
B	۱/۰۵۹	۰/۳۴۶۶۳۲	۰/۰۰۴	دارد
ADr	-۰/۷۷۰	۲/۳۲۶۱۳۷	۰/۰۸۵	ندارد
AB	-۲/۲۶۷	۰/۴۳۱۸۶۸	۰/۳۳۸	ندارد

منبع: محاسبات تحقیق

بر طبق رگرسیون مذکور ضرایب بخش سخت‌افزاری بهداشت و درمان و بخش نرم‌افزاری آن معنی‌دار نیستند در نتیجه اجرای سیاست‌های تعدیل در دوره زمانی مورد مطالعه بر بخش بهداشت درمان موجب هیچ‌گونه شکست ساختاری نشده است. لازم به ذکر است که

به علت عدم اعتبار آماری و افزایش یافتن ملاک اطلاعاتی شوارتز - بیزین، سطح اشتغال (نه شدت اشتغال)، از مدل حذف شده است.

همچنین مدل از جهت خطای تصریح، خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس آزمون شده و مشکلی نداشته است. پسماندهای رگرسیون نیز در سطح و بدون عرض از مبدأ و روند مانا است که نشان می‌دهد رگرسیون از مشکل صناعی و جعلی بودن رنج نمی‌برد و ابر سازگار است. خروجی این آزمون‌ها در پیوست قابل مشاهده است.

#### ۵-۵- تفسیر نتایج مدل

رگرسیون مدل خطی نشان می‌دهد که رشد اقتصادی در اثر افزایش سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی با نرخ کاهنده افزایش می‌یابد. کشش رشد اقتصادی نسبت به انرژی ۰/۰۲۱ و کشش رشد اقتصادی نسبت به تعداد پزشک به ده هزار نفر برابر با ۰/۵۱۹ و نسبت به تخت بیمارستانی به هزار نفر ۰/۰۵۹ می‌باشد.

مدل برآورد شده حاکی از آن است که رشد اقتصادی نسبت به متغیرهای سلامت از واکنش نسبتاً بالایی برخوردار است. (به صورت شدیدی تحت تأثیر متغیرهای سخت‌افزاری و نرم‌افزاری بخش سلامت است). اثر تعاملی سیاست‌های تعدیل بر تعداد پزشکان و تخت بیمارستانی حاکی از آن است که سیاست‌های تعدیل در دوره مورد بررسی در بخش بهداشت و درمان موجب شکست ساختاری نشده‌اند.

سرمایه انسانی در کل دارای بازدهی نهایی نزولی است در حالی که متغیرهای سخت‌افزاری و نرم‌افزاری بهداشت دارای بازدهی نهایی ثابت است. این مسئله بیانگر آن است که متغیرهای بخش بهداشت و درمان می‌توانند بر سلامت جامعه اثر گذارند و توان انسان‌ها را افزایش دهند و همواره روی رشد اثر ثابتی می‌گذارند، این در حالی است که در بخش سرمایه انسانی ظرفیت پر است، اما در بخش بهداشت و درمان خیر؛ و این نکته در امر سیاست‌گذاری می‌تواند نکته قابل تأملی می‌باشد.

از طرف دیگر رگرسیون مدل خطی نشان می‌دهد که اشتغال به صورت فزاینده از شتاب تولید می‌کاهد. منفی بودن شدت اشتغال حکایت از ناکارآمدی مدیریت منابع انسانی، منفی بودن بهره‌وری و بالا بودن هزینه‌های مبادلاتی است که بخش حقیقی اقتصاد در رابطه با نیروی کار با آن مواجه است. هنگامی که اشتغال افزایش می‌یابد بهره‌وری کاهش می‌یابد و رشد اقتصادی نیز کم می‌شود و دلیل این امر می‌تواند بکارگیری غیر کارشناسانه نیروی کار باشد به نحوی که

در برخی از بخش‌های اقتصادی نیروی کافی چه از نظر تعداد و چه از نظر میزان دانش و تخصص کافی کمبود وجود دارد و در برخی دیگر از بخش‌های اقتصادی مازاد نیروی کار موجود است و این به معنای وجود ضعف در مدیریت منابع انسانی می‌باشد. امروزه با گسترش ادبیات اقتصادی مشخص شده است که اگر شاخص حکمرانی خوب در اقتصاد کشور از وضعیت خوبی برخوردار نباشد و اقتصاد از جهت بسترهای نهادی فقیر باشد، نه تنها سیاست‌های تعدیل نمی‌تواند مرهمی بر زخم‌ها و ناهنجاری‌های اقتصادی محسوب شود، بلکه ممکن است اجرای آن به وقوع بحران‌های وخیم نیز منتهی شود. عدم اعتبار آماری متغیر مجازی ADr و AB ممکن است از فقر نهادی و عدم شکل یافتن استلزامات حکمرانی خوب باشد.

### نتیجه‌گیری

امروزه بهداشت و درمان به عنوان یکی از نیازهای اساسی و حیاتی هر جامعه‌ای تلقی می‌شود. به نحوی که حکومت‌های مختلف جهان، امروز از جمله موفق‌ترین خدمات خود را بهینه‌سازی و ارائه مناسب خدمات بهداشتی درمانی می‌دانند. به نظر می‌رسد که انجام تحقیق در بررسی اعمال سیاست تعدیل در بخش بهداشت و درمان می‌تواند ما را به توصیه‌های سیاستی و اقتصادی خاصی برساند. در این مقاله، هدف بررسی چگونگی اثرگذاری اعمال سیاست تعدیل در این بخش بر رشد اقتصادی بوده است. در ابتدا تلاش بر این بود که با استفاده از مدل ال - استار به نتایج مطلوب برسیم بدین منظور از یک مدل خودتوضیحی انتقال ملایم مبتنی بر داده‌های سری زمانی برای برآورد این اثرگذاری برای کشور ایران در دوره زمانی ۱۳۴۶-۱۳۸۵ استفاده کردیم، که به دلیل عدم اعتبار مدل به برآورد مدل خطی پرداختیم. نتایج حاصله نشان می‌دهند که اجرای سیاست‌های تعدیل به علت عدم حکمرانی خوب و فقر نهادی بر بخش بهداشت و درمان به بهبود اقتصادی منتهی نشده است و در دوره زمانی مورد مطالعه به اصطلاح هیچ‌گونه شکست ساختاری رخ نداده است. ضرایب رگرسیون خطی نیز نشان می‌دهد که ساختار رشد در کشور نسبت به برخی از عوامل از قبیل سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی با نرخ کاهنده واکنش مثبت نشان می‌دهد در حالی که تأثیر انرژی و متغیرهای بخش بهداشت و درمان (تعداد پزشک و تخت بیمارستان) ثابت است. شناخت این ویژگی‌ها می‌تواند در اتخاذ سیاست‌های مناسب و در خور مناسب باشد.

## منابع

### الف - فارسی

۱. امینی، علیرضا؛ نشاط، حاجی محمد؛ اصلاحچی، محمدرضا؛ «بازنگری بر آورد سری زمانی جمعیت شاغل به تفکیک بخش‌های اقتصادی ایران»، مجله برنامه و بودجه، ۱۳۸۷، شماره ۱۰۲.
۲. برنامه تعدیل اقتصادی از دیدگاه بانک جهانی، مجله اطلاعات سیاسی - اقتصادی، مرداد و شهریور ۱۳۷۲، سال هشتم، شماره ۷۱-۷۲.
۳. پژوهان، جمشید؛ سیاست‌های حمایتی از قشرهای آسیب‌پذیر، وزارت امور اقتصاد و دارایی، معاونت امور اقتصادی، ۱۳۷۲.
۴. دادگر، یدالله؛ اقتصاد بخش عمومی، انتشارات دانشگاه مفید، چاپ دوم، ۱۳۸۶.
۵. دادگر، یدالله؛ احمدی، علی محمد؛ «بررسی تطبیقی مستندات و مواد قانونی برنامه‌های توسعه اول و دوم»، مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان، جلد ۱۶، ۱۳۸۳، شماره ۱.
۶. رضائی حقیقت، خدیجه؛ ارزیابی عملکرد سیاست تعدیل اقتصادی در اقتصاد ایران در حوزه نرخ واقعی ارز و تراز پرداخت‌ها، پایان‌نامه مقطع کارشناسی ارشد، تهران، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات، ۱۳۸۴.
۷. ستاری‌فر، محمد؛ «حدود کارایی سیاست‌های تعدیل اقتصادی»، مجله اقتصاد و مدیریت، ۱۳۷۱، شماره ۱۵.
۸. سلمانی، بهزاد؛ محمدی، علیرضا؛ «بررسی اثر مخارج بهداشتی دولت بر رشد اقتصادی ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۳۸۸، شماره ۳۹.
۹. عمادی پرمکویی، جواد؛ اثر مخارج دولت در بخش بهداشت و درمان بر رشد اقتصادی ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مفید قم، ۱۳۸۷.
۱۰. قلمزن نیکو، کاملیا؛ اثر برنامه تعدیل اقتصادی بر نابرابری توزیع درآمد در ایران، پایان‌نامه مقطع کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات، ۱۳۸۱.
۱۱. کریمی حاجی پمق، پرستو؛ رابطه بین بهداشت و رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک، پایان‌نامه مقطع کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد واحد تهران مرکز، ۱۳۹۰.
۱۲. کمیجانی، اکبر؛ «مروری بر مبانی نظری و رهیافت‌های خصوصی‌سازی در چند کشور»، انتشارات مجلس و پژوهش (وابسته به مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی)، ۱۳۷۲، شماره ۲.
۱۳. مجتهد، احمد؛ جوادی‌پور، سعید؛ «بررسی اثرات مخارج بهداشتی بر رشد اقتصادی»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۳۸۳، شماره ۱۹.

اثر اجرای سیاست تعدیل اقتصادی در بخش بهداشت و درمان بر رشد اقتصادی ایران ۶۵

۱۴. مرندي، عليرضا؛ اثرات متقابل سلامت، بهره‌وری و رشد اقتصادی، مجموعه سخنرانی‌های دومین سمینار بهره‌وری، ۱۳۷۶.
۱۵. مساحی، شراره؛ تدوین الگوی سیستم دینامیکی نقش شاخص‌های بهداشت در رشد اقتصادی ایران، پایان‌نامه مقطع کارشناسی ارشد. دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز، ۱۳۸۷.
۱۶. مهرنیا، داوود؛ بررسی و ارزیابی سیاست‌های تعدیل ساختاری در ایران و اثر آن بر رشد اقتصادی کشور، پایان‌نامه مقطع کارشناسی ارشد دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم تحقیقات، ۱۳۸۳.
۱۷. نگاهی اجمالی به مفاهیم و عملکرد سیاست‌های تعدیل در ایران، ماهنامه بررسی‌های بازرگانی، ۱۳۷۵، شماره ۱۰۴ و ۱۰۵.
۱۸. نیلی، مسعود؛ اقتصاد ایران (مجموعه مقالات)، مؤسسه عالی پژوهش در برنامه‌ریزی و توسعه، چاپ اول، ۱۳۷۶.
۱۹. هادیان، محمد؛ شجاعی، سعید؛ و رجب‌زاده، داوود؛ «اثر مخارج بهداشتی بر رشد اقتصادی ایران طی سال‌های (۱۳۵۸-۱۳۸۳)»، مدیریت سلامت، ۱۳۸۵، دوره ۹، شماره ۲۴.
۲۰. وودوارد، دیوید؛ تعدیل اقتصادی بحران بدهی و فقر در کشورهای در حال توسعه، غ. آزاد، و م. محمدیان، تهران، انتشارات مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، ۱۳۷۵.

#### ب- لاتین

21. Acemoglu, D; Simon, J; 2006, "The effect of life expectancy on economic growth", published by National Bureau of Economic Research in Cambridge, Mass.
22. Agenor, P. R; 2005, "Health and infrastructure of endogenous Growth", Centre Growth and Business cycle research, Economic studies.
23. Bhargava, A; Jamison, D; Lav, L; Murray, C; 2005, "Modeling the Effects of Health on Economic Growth", Journal of Health Economics 20(3), 423-444.
24. Bloom, D; Canning, D; Sevilla, J; 2001, "The Effect of Health on Economic Growth. Cambridge", MA02138: National Bureau of Economic Research.
25. Brock, Alresia, M; 2004, "Public Health, Primary care and Privatization", Florida Public Health Review, 1: 60, 63.
26. Madsen, J; 2012, "Health, Human Capital formation and Knowledge production", Cambridge, MA02138: National bureau of Economic Research.
27. Mousumi, D; Zakir, H; Nidhi, C; 2012, *Is Health Wealth?*, Kolkata: Presidency University.

28. Rivera & Currais, L; 1999, "**Income variation and Health Expenditure**", Evidence of OECD countries, Review of development Economics 3(3), The worldbank oxford university press, 258-267.
29. Waitzkin, H; & Jasso-Aquilar, R; 2007, "**Privatization of Health services in less developed countries: an empirical response to the proposals of the world Bank and Wharton School**", University of New Mexico, NM 87131, USA: Department of sociology.
30. Weil, D; 2007, "**Accounting For the Effect of Health on Economic Growth**", Quarterly Journal of Economics, 1265-1306.
31. WorldBank; 1993, *Investing in health*, Newyork: Oxford university press.

### بیوست

#### ۱- بر آورد مدل ال استار

Dependent Variable: GDP

Method: Least Squares

Date: 06/19/13 Time: 11:11

Sample (adjusted): 1346 1385

Included observations: 37 after adjustments

Convergence achieved after 178 iterations

$$GDP=C(1)+C(2)*EM+C(3)*K+C(4)*H+C(5)*B+C(6)*DR+C(7)*E+ C(8)*GDP(-2) *1/(1+EXP(-C(9)*(ADR(-1)-C(10))))$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.619136	10.90409	0.240198	0.8120
C(2)	-0.411068	0.474938	-0.865519	0.3944
C(3)	0.284187	0.059613	4.767240	0.0001
C(4)	-0.027947	0.091419	-0.305706	0.7622
C(5)	-0.108939	0.405382	-0.268731	0.7902
C(6)	0.332334	0.103113	3.223023	0.0033
C(7)	-0.165845	0.262984	-0.630630	0.5336
C(8)	1.568183	5266.416	0.000298	0.9998
C(9)	-0.124766	156.5727	-0.000797	0.9994
C(10)	-7.766920	46877.95	-0.000166	0.9999
R-squared	0.904662	Mean dependent var		1.580525
Adjusted R-squared	0.872882	S.D. dependent var		0.197780
S.E. of regression	0.070516	Akaike info criterion		-2.240503
Sum squared resid	0.134257	Schwarz criterion		-1.805119
Log likelihood	51.44930	Hannan-Quinn criter.		-2.087010
F-statistic	28.46688	Durbin-Watson stat		0.912366
Prob(F-statistic)	0.000000			

۲- برآورد مدل خطی

Dependent Variable: GDP  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/02/13 Time: 08:26  
 Sample (adjusted): 1346 1385  
 Included observations: 40 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	18.95351	1.715535	11.04816	0.0000
EM <sup>2</sup>	-0.049302	0.006572	-7.501625	0.0000
K <sup>2</sup>	0.012081	0.001097	11.01078	0.0000
H	0.825790	0.090142	9.161005	0.0000
H <sup>2</sup>	-0.250176	0.024147	-10.36049	0.0000
E	0.025290	0.002649	9.548532	0.0000
DR	0.374065	0.054970	6.804944	0.0000
ADR	-0.376758	0.197939	-1.903406	0.0663
AB	1.373884	1.413460	0.972000	0.3386
R-squared	0.991405	Mean dependent var	12.31364	
Adjusted R-squared	0.989188	S.D. dependent var	0.380626	
S.E. of regression	0.039579	Akaike info criterion	-3.425945	
Sum squared resid	0.048561	Schwarz criterion	-3.045947	
Log likelihood	77.51890	Hannan-Quinn criter.	-3.288550	
F-statistic	446.9940	Durbin-Watson stat	1.957824	
Prob(F-statistic)	0.000000			

# شاخص‌های ممنوعیت ربا در عملکرد بانکداری بدون ربا در ایران (بررسی موردی تسهیلات اعطایی شعب بانک تجارت مشهد مقدس)

تاریخ دریافت: ۹۱/۰۴/۰۱

تاریخ تأیید: ۹۳/۰۴/۰۸

محمدنقی نظرپور<sup>۱</sup>

دانشیار اقتصاد دانشگاه مفید

محمدرضا یوسفی شیخ رباط<sup>۲</sup>

استادیار اقتصاد دانشگاه مفید

میمنت ابراهیمی<sup>۳</sup>

کارشناس ارشد اقتصاد نظری

## چکیده

با توجه به اینکه اصلی‌ترین تمایز بانکداری بدون ربا از بانکداری متعارف اجتناب از ربا است، این مقاله بر انطباق عملکرد نظام بانکی با معیار ممنوعیت ربا متمرکز است و این امر از آن جهت قابل ملاحظه است که عملکرد نظام بانکی در حدود سه دهه اخیر ابهامات و کاستی‌هایی را در اسلامی بودن نظام بانکی ایجاد کرده است. بر همین اساس معرفی شاخص‌های کمی و معین جهت نظارت بر امر انطباق فعالیت‌های نظام بانکی با اصول و موازین شرعی و سنجش دوری یا نزدیکی عملکرد آن از معیار ممنوعیت ربا ضروری به نظر می‌رسد. فرضیه مقاله این است که بیش از نیمی از معاملات نظام بانکداری بدون ربا در شعب بانک تجارت مشهد ربوی است. روش تحقیق روش توصیفی و تحلیل محتوی است و با بکارگیری روش میدانی و ارسال سؤالاتی به مراجع تقلید و فقیهان شیعه، شاخص‌های ممنوعیت ربا، برآورد می‌گردد. جامعه آماری این مطالعه تمام قراردادهای منعقد شده در شعب بانک تجارت مشهد مقدس در سال ۱۳۸۸-۱۳۸۹ می‌باشد و با استفاده از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای، ۴۵۱ مشتری که از بانک تسهیلات دریافت نمودند انتخاب شدند. گرچه اصل قانون عملیات بانکی بدون ربا کاملاً مطابق با شرع مقدس می‌باشد ولی نتایج مربوط به برآورد شاخص‌های ممنوعیت ربا نشان می‌دهد که بیش از نیمی از معاملات بانکی در شعب بانک تجارت مشهد است.

واژگان کلیدی: معیار، شاخص، ربا، بانکداری بدون ربا، شعب بانک تجارت مشهد

1. Email: nazarpur@mofidu.ac.ir

2. Email: yousefi@mofidu.ac.ir

3. Email: ebrahimi.meymanat@gmail.com

## مقدمه

با توجه به تحریم ربا در شریعت اسلامی، بانکداری سنتی در جوامع اسلامی مورد پذیرش قرار نگرفته، گرچه ضرورت نظام بانکی در کشورهای اسلامی کاملاً پذیرفته شده است. به این ترتیب جهان در اوایل دهه ۱۹۶۰ میلادی شاهد ظهور بانکداری بدون ربا در صحنه عملیات مالی و پولی بوده و از آن مقطع تاکنون روز به روز به تعداد بانک‌هایی که تلاش می‌کنند تا بر اساس اصول اسلامی اداره شوند، افزوده شده و در این میان برخی از کشورهای اسلامی از جمله ایران به اجرای نظام بانکداری بدون ربا به صورت یک سیستم کامل و یکپارچه اقدام نمودند و برخی نظیر مالزی به سیستم دوگانه روی آوردند.

در ایران با گذشت حدود سه دهه از زمان اجرای بانکداری بدون ربا، طبیعی است این توقع به وجود آمده باشد که نظام پولی و بانکی کشورمان از نظر تطبیق با شریعت و ارائه شاخص‌های عملیاتی در این زمینه گام‌های اساسی برداشته باشد. اما با این وجود دست کم از نظر برخی از نخبگان جامعه و عالمان اقتصادی و دینی، این نظام نتوانسته نمره قابل قبولی در ارائه خدمات بانکداری موفق و منطبق با اصول و معیارهای اسلامی (از جمله معیارهای ممنوعیت ربا، غرر، ضرر و ضرار، اکل مال بالباطل و ...)، دریافت نماید. بر همین اساس معرفی شاخص‌های کمی و معین جهت نظارت بر امر انطباق فعالیت‌های نظام بانکی با اصول و موازین شرعی ضروری به نظر می‌رسد.

این مقاله بر انطباق عملکرد نظام بانکی با معیار ممنوعیت ربا متمرکز است و یافتن پاسخی مناسب برای این سوال که، «چه شاخص‌هایی مبتنی بر معیار ممنوعیت ربا برای ارزیابی عملکرد بانکداری بدون ربا، می‌توان طراحی نمود؟» یکی از اهداف اساسی این مقاله است. این نوشتار می‌کوشد تا با معرفی شاخص‌های کمی و معین به ارزیابی عملکرد نظام بانکداری بدون ربا و سنجش دوری یا نزدیکی عملکرد آن از معیار ممنوعیت ربا بپردازد. فرضیه مقاله این است که بیش از نیمی از معاملات بانکی در شعب بانک تجارت شهر مشهد ربوی است. از این رو در این مقاله به روش توصیفی و تحلیل محتوی نخست مروری گذرا بر معیار ممنوعیت ربا نموده و با تبیین محتوای تحقق ربا از طریق منابع موجود و ارسال سؤالاتی به مراجع تقلید و فقیهان شیعه و دریافت پاسخ از آنان، مؤلفه‌های ربوی شدن معاملات بانکی تمییز

داده می‌شود، سپس با معرفی و شناسایی شاخص‌های کمی و معین و بکارگیری روش میدانی، شاخص‌های ممنوعیت ربا برآورد می‌گردد.

#### ۱- پیشینه موضوع تحقیق

مرور مطالعات مرتبط با شاخص‌های ممنوعیت ربا نشان می‌دهد که هیچ‌کدام از این مطالعات به طور مشخص در خصوص شاخص‌های ممنوعیت ربا جهت ارزیابی عملکرد بانکداری اسلامی دستاورد روشنی ندارند و تلاش نموده‌اند تا عملکرد نظام بانکداری اسلامی را با استفاده از شاخص‌های مطرح در نظام متعارف بسنجند. از این رو در ادامه به بررسی برخی از مطالعاتی که با استفاده از شاخص‌های مطرح در نظام متعارف به ارزیابی عملکرد نظام بانکداری اسلامی پرداخته‌اند می‌پردازیم.

میثم موسایی (۱۳۷۹) در کتاب خود تحت عنوان *عملکرد بانکداری بدون ربا در ایران* با استفاده از مقایسه شاخص‌های پولی ایران با چند کشور توسعه‌یافته و مشابه به این نتیجه رسیده است که در مجموع عملکرد بانکداری بدون ربا در ایران از همه کشورهای توسعه‌یافته ضعیف‌تر و در مقایسه با کشورهای مشابه نیز از وضعیت مطلوبی برخوردار نمی‌باشد.

فرهاد ریاضت (۱۳۸۱) در مقاله خود تحت عنوان «ارزیابی عملکرد بانک‌ها از طرح تا عمل» به مقایسه و انطباق میان شاخص‌های کار بانک‌ها با استانداردهای جهانی و معرفی شاخص‌هایی از جمله، شاخص‌های سرمایه‌گذاری، نسبت سرمایه‌گذاری به جمع دارایی ثابت، شاخص‌های وصول بدهی و اعتبارات اسنادی ضمانت‌نامه‌ها و شاخص‌های جذب منابع می‌پردازد.

رامین پشایی‌فام و همکاران (۱۳۹۰) در مقاله «بررسی اندازه بهینه بانک از نظر اقتصادی (بانک سپه)»، ابتدا شاخص‌های ارزیابی عملکرد بانک‌ها و لزوم رعایت الزامات کمیته بال در تعیین اندازه بانک‌ها را بررسی نموده و در ادامه عملکرد بانک سپه با توجه به شاخص‌های رتبه‌بندی «بنکر» (سرمایه درجه ۱، میزان دارایی، سود پیش از کسر مالیات، نسبت سرمایه به دارایی، نسبت سود به سرمایه، نسبت وام‌های غیرقابل بازگشت به مجموع وام‌ها و نسبت سرمایه بانک تسویه بین‌المللی) با بانک‌های داخلی و خارجی مورد مقایسه قرار داده است.

محمد جواد محقق (۱۳۹۰) در مقاله خود تحت عنوان «درآمدی بر تدوین شاخص ربا در بانکداری اسلامی» با بینشی متفاوت از مطالعات بالا و به روش توصیفی و تحلیل محتوا، به

معرفی شاخص ربا می‌پردازد. فرضیه اساسی این مقاله این است که یکی از راه‌های اندازه‌گیری وجود ربا در نظام بانکی توجه به موارد حيله‌های ربوی در قراردادهای بانکی است. برای این منظور، در این نوشتار با طراحی جدولی که نشان‌دهنده درجه انحراف قراردادهای بانکی از حیث ربوی بودن است و نیز با پیشنهاد دو نسبت «نسبت سود حاصل از ربا» و «نسبت ارزش قراردادهای ربوی» رهیافتی نو برای تدوین شاخص ربا در بانکداری اسلامی ارائه می‌شود.

تفاوت مقاله پیش رو با این مطالعه در روش تحقیق است که به صورت میدانی و با ارسال سؤالاتی به مراجع و فقهای شیعه به برآورد شاخص‌های ممنوعیت ربا (که البته به گونه‌ای متفاوت از شاخص‌های ارائه شده در مطالعه فوق معرفی شده‌اند) می‌پردازد.

عبدالصمد (۲۰۰۴) در مقاله «عملکرد بانکداری بدون ربا در مقایسه با بانکداری متعارف در بحرین» به بررسی عملکرد مقایسه‌ای بانک‌های بدون ربا و بانک‌های متعارف مبتنی بر بهره در طول دوران جنگ خلیج در بحرین می‌پردازد. شاخص‌های مورد استفاده عبارتند از: الف- سودآوری؛ ب- ریسک نقدینگی؛ و ج- ریسک اعتباری.

محمد شهزاد معین و هوگسکلان اسکوود (۲۰۰۸) در مقاله خود تحت عنوان «عملکرد بانکداری اسلامی و بانکداری متعارف در پاکستان: مطالعه تطبیقی»، به ارزیابی عملکرد بانکداری اسلامی پاکستان با استفاده از شاخص‌های سوددهی، نقدینگی، ریسک و کارایی برای دوره زمانی ۲۰۰۳ تا ۲۰۰۷ پرداخته و از دوازده نسبت مالی مهم از جمله بازدهی دارایی‌ها، بازدهی سهام، نسبت وام به سپرده، وام به دارایی، بدهی به دارایی خالص و نسبت هزینه به درآمد برای ارزیابی عملکرد بانک‌های متعارف استفاده نموده است.

مأمون الرشید (۲۰۰۹) در مقاله خود تحت عنوان «مقایسه شاخص‌های عملکردی بانک‌های اسلامی در بنگلادش» دوازده نسبت مالی مهم جهت بررسی وضعیت بانک‌های اسلامی و متعارف برای سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۶ به کار گرفته است، که از این دوازده نسبت، هفت نسبت مرتبط با بازدهی و پنج نسبت مرتبط با ریسک هستند. از طرفی نسبت‌های بازدهی، سودآوری و کارایی و نسبت‌های ریسک، اعتبار و سرمایه را نشان می‌دهند.

هریاندی هسی و تندی هاریومن (۲۰۱۱) در مقاله خود تحت عنوان «بانکداری با توجه به مفاهیم شرعی اسلامی و عملکرد آن در اندونزی» جهت تعیین عملکرد بانکداری اسلامی به بررسی عملکرد بانک اندونزی در مقایسه با بانک‌های متعارف بر اساس اصول اسلامی می‌پردازد که شامل شاخص‌های سرمایه، دارایی‌ها، مدیریت درآمد و نقدینگی می‌شود که به آن CAMELS می‌گویند.

با توجه به تحقیقات انجام گرفته در دو بخش داخلی و خارجی می‌توان گفت مطالعات موجود با وجود ارزیابی و بررسی عملکرد بانکداری بدون ربا موفق نشده‌اند عملکرد این نظام را بر اساس شاخص‌های مبتنی بر اصول و معیارهای اسلامی از جمله معیار ممنوعیت ربا ارزیابی نمایند. در حالی که این مقاله درصدد است با استفاده از روش میدانی به بررسی عملکرد بانکداری بدون ربا با استفاده از شاخص‌های ممنوعیت ربا بپردازد و دوری و نزدیکی این عملکرد از اصول و معیارهای اسلامی را ارزیابی نماید.

## ۲- معیار ممنوعیت ربا

بی‌تردید قدم اول تحقق بانکداری بدون ربا، حذف ربا از تمام عملیات مربوط به تخصیص، تجهیز و خدمات بانکی است و حذف آن از اولی‌ترین و اساسی‌ترین عوامل شکل‌گیری بانکداری بدون ربا محسوب می‌شود. (ربا) در لغت به معنی زیادی، افزایش، رشد و نمو (لغت‌نامه دهخدا، ۱۳۸۵: ۱۴۴۹/۲)؛ (فرهنگ معین، ۱۳۷۵: ۱۶۳۴/۲) و در اصطلاح آن گونه که شهید ثانی در مسالک فرموده عبارت است از: «معامله دو کالای همجنس - که در زمان رسول خدا با پیمانہ یا وزن اندازه‌گیری می‌شدند و یا عادتاً چنین هستند - با زیادی در یکی از آن‌ها، یا قرض دادن با شرط بازپرداخت اضافی در هر کالایی، در صورتی که پرداخت‌کننده اضافی کافر حربی یا طرفین معامله، پدر و فرزند و شوهر نباشند» (شهید ثانی، ۱۴۱۳: ۳۳۴/۳).

آنچه مسلم است ربا در شریعت اسلام از محرّمات بزرگ و گناهان کبیره به حساب آمده و خداوند مسلمانان را از آن بر حذر داشته و به ارتکاب‌کننده آن وعده عذاب داده است، آیات متعدد و سنت متواتر بر آن دلالت دارند. امام خمینی (ره) در این باره می‌فرماید: «حرمت ربا به وسیله قرآن، سنت و اجماع مسلمین ثابت است، بلکه بعید نیست که حرمت آن از ضروریات دین باشد» (امام خمینی، ۱۳۸۵: ۱/۶۰۸).

ربا به دو قسم ربای قرضی و ربای معاملی<sup>۱</sup> تقسیم می‌شود؛ ربای قرضی چه در

---

۱. ربای معاملی عبارت است از فروختن یکی از دو کالای مثل هم، با زیاده عینی به مثل دیگر مانند یک من گندم به دو من آن، یا با زیاده حکمی مانند یک من گندم تقدماً به یک من آن نسبه (امام خمینی، ۱۳۸۵: ۶۰۸ و ۶۰۹)، ربای معاملی در عملیات بانکی موضوعیت ندارد زیرا بانک هرگز به معامله کالاهای همجنس خود نمی‌پردازد بلکه به طور معمول بانک با قدرت نقدینگی به وام دادن یا مشارکت با متقاضیان تسهیلات خود می‌پردازد و این عمل حقوقی معامله به معنای معاوضه دادوستد کالای همجنس که با وزن یا پیمانہ، تعیین کمیت مقدار می‌شود، نیست (شهیدصدر، ۱۳۸۹: ۱۴).

زمان‌های گذشته و چه در عصر حاضر، رایج‌ترین نوع ربایی است که در جوامع مختلف وجود داشته و دارد.

امام خمینی (ره) درباره ربای قرضی می‌فرماید: شرط زیاده در قرض جایز نیست و ربای قرضی این است که مالی را - با این شرط که قرض‌گیرنده بیشتر از آنچه که قرض کرده است بپردازد - قرض بدهد. فرق نمی‌کند که شرط تصریح شده باشد و یا تصریح نشده باشد؛ ولی عقد قرض بر پایه آن واقع شود، همچنین در ربای قرضی فرقی بین مکیل، موزون و معدود نمی‌باشد (همان: ۷۴۰ و ۷۴۱). ربای قرضی عموماً در عملیات بانکی ممنوعیت دارد.

### ۳- معیار ممنوعیت ربا و عملیات بانکی

اکنون به بررسی عملکرد بانکداری بدون ربا بر اساس معیار ممنوعیت ربا می‌پردازیم. به منظور بررسی عملکرد بانکداری بدون ربا، لازم است عملکرد بانک‌ها در بخش تخصیص منابع (اعطای تسهیلات) مورد توجه قرار گیرد. چرا که بانک‌ها مطابق قانون یا مالک سپرده‌ها هستند (در سپرده‌های دیداری و پس‌انداز) و یا وکیل سپرده‌گذاران می‌باشند (سپرده‌های سرمایه‌گذاری) و هر چه که به عنوان سود از طریق اعطای تسهیلات به دست می‌آورند، بعد از کنار گذاشتن سهم خود (به عنوان مالک یا حق الوکاله) مابقی را به صاحبان سپرده سرمایه‌گذاری می‌پردازند. پس اگر سود دریافتی بانک‌ها از طریق اعطای تسهیلات، خالی از ربا و شرعی باشد؛ سهم بانک و سپرده‌گذاران نیز خالی از ربا و شرعی خواهد بود و اگر آن سودها ربوی باشد همان‌طور که سهم بانک ربوی می‌شود، سود اعطایی به سپرده‌گذاران نیز ربوی خواهد بود (موسویان، ۱۳۷۸: ۱۸۳) و در حقیقت بانک وکیل در دادن و گرفتن ربا می‌باشد.

تسهیلات اساسی که در چارچوب قراردادهای و معاملات اسلامی مورد استفاده قرار می‌گیرند، از نظر تقسیم‌بندی کلی به چهار گروه قرض الحسنه، قراردادهای مشارکتی (مضاربه، مشارکت مدنی، مشارکت حقوقی، مزارعه و مساقات)، قراردادهای مبادله‌ای (فروش اقساطی، اجاره به شرط تملیک، سلف، جعاله) و سرمایه‌گذاری مستقیم تقسیم می‌شوند. لازم به توضیح است که در راستای رفع مشکلات اقتصادی در زمینه تخصیص منابع و استفاده حداکثری از ظرفیت‌های عقود اسلامی، لزوم گنجاندن عقود سه‌گانه استصناع، مرابحه و خرید دین پس از بررسی ابعاد مختلف آن‌ها در شورای فقهی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به فصل سوم قانون عملیات بانکداری بدون ربا افزوده شد (پژوهشکده پولی و

بانکی، ۱۳۹۰: الف).

بعد از اجرای قانون عملیات بانکی بدون ربا، عقود مزارعه و مساقات (به جهت اینکه بانکها موضوع آن عقود را نداشتند) اصلاً مورد عمل واقع نشدند، بنابراین بانکها علاوه بر سرمایه‌گذاری مستقیم<sup>۱</sup> و مشارکت حقوقی<sup>۲</sup> از طریق هشت عقد؛ فروش اقساطی، جعاله، سلف، اجاره به شرط تملیک، مشارکت مدنی، مضاربه و قرض الحسنه اقدام به اعطای تسهیلات نمودند (موسویان، همان: ۱۸۳).

در مورد عقود فروش اقساطی، جعاله، سلف، مضاربه و مشارکت مدنی گاهی طرفین معامله یا یکی از این دو قصد جدی درباره مفاد عقود اسلامی نکرده، بلکه صورت عقد اسلامی را پوششی برای انجام عملیات قرض با بهره قرار می‌دهند (میرمعزی، ۱۳۸۵: ۱۲۴).

علاوه بر این گاهی منابع حاصل از قراردادهای مختلف مانند فروش اقساطی، جعاله و ... بدون رضایت بانک صرف خرید و فروش کالاهای غیرموضوع قرارداد می‌گردد، بدین ترتیب معامله فضولی<sup>۳</sup> تحقق می‌یابد و اگر بانک به این معامله رضایت دهد معامله صحیح و در غیر این صورت معامله باطل است.

بر این اساس گرچه اصل قانون عملیات بانکداری بدون ربا کاملاً شرعی است اما به نظر می‌رسد در مقام اجراء عملاً مفاد آن مورد عمل قرار نگرفته و بعضی از معاملات صورت گرفته به سمت معاملات ربوی و یا عقود غیرصحیح سوق یافته است.

#### ۴- شاخص‌های ممنوعیت ربا

در این قسمت به دنبال شناسایی و معرفی شاخص‌های مناسب جهت سنجش میزان تطابق عملکرد نظام بانکداری ایران با معیار ممنوعیت ربا و شاخص‌های مناسب برای نشان دادن تغییرات هستیم.

---

۱. زیرا بانک همانند یک سرمایه‌گذار عمل می‌کند و اشخاص حقیقی و حقوقی غیربانکی در امر دریافت این تسهیلات نقشی ندارند.

۲. در این روش بانکها، با تأمین قسمتی از سرمایه شرکت‌های سهامی جدید و در حال تأسیس یا خرید قسمتی از سهام شرکت‌های سهامی موجود، تسهیلات لازم را برای گسترش فعالیت‌های بخش‌های اقتصادی تأمین می‌کنند.

۳. معامله فضولی، معامله‌ای است که شخص برای دیگری یا به مال دیگری تشکیل می‌دهد، بدون اینکه نماینده یا ماذون از طرف او باشد (مهدی شهیدی، ۱۳۸۷: ۹۷). توضیحات بیشتر در مورد معامله فضولی در قسمت معرفی شاخص‌های ممنوعیت ربا آمده است.

محوری‌ترین شاخصی که در این زمینه می‌توانیم طرح نماییم نسبت قراردادهای ربوی به کل قراردادها می‌باشد. در قانون عملیات بانکی بدون ربا عقود شرعی مختلفی مبنای معاملات بانکی قرار گرفته است. با توجه به اینکه ممکن است برخی از معاملات بانکی ربوی شوند نسبت قراردادهای ربوی به کل قراردادها می‌تواند شاخص مناسبی جهت سنجش میزان تطابق عملکرد نظام بانکداری با معیار ممنوعیت ربا باشد. هر چه این نسبت بیشتر باشد بیانگر این است که معاملات صورت گرفته به سمت ربوی شدن سوق یافته است.

برای تکمیل شاخص فوق دو شاخص فرعی (مؤلفه) نسبت قراردادهای ربوی که منتهی به قرض می‌شود به کل قراردادها و نسبت قراردادهای منتهی به قرارداد فضولی شده که بانک امضاء نکرده به کل قراردادها تعریف شده است که در ذیل به شرح آن‌ها می‌پردازیم.

#### ۴-۱- نسبت قراردادهای ربوی که منتهی به قرض می‌شود به کل قراردادها

امام خمینی (ره) در تعریف قرض می‌فرماید: «قرض عبارت است از اینکه مالی را، به وجه ضمان، ملک دیگری نماید، بنا بر اینکه بر عهده او باشد، خود آن مال یا مثل یا قیمت آن را بپردازد» (امام خمینی، همان: ۷۳۸).

در قانون مدنی ایران نیز آمده است: «قرض عقدی است که به موجب آن یکی از طرفین، مقدار معینی از مال خود را به طرف دیگر تملیک می‌کند و طرف مزبور مثل آن را از حیث مقدار و جنس و وصف رد می‌نماید» (امامی، ۱۳۴۶: ۱۹۳/۲ و ماده ۶۴۸ قانون مدنی).

ویژگی‌های قرارداد قرض عبارتند از: ۱- با تحویل، مال قرض داده شده به ملکیت قرض‌گیرنده در می‌آید و او می‌تواند هر نوع تصرفی در آن نماید. ۲- قرض‌گیرنده متعهد به برگرداندن مثل یا قیمت مال است، حتی اگر مال قرض داده شده بدون افراط و تفریط، تلف شده باشد.

گاهی طرفین معامله یا یکی از این دو، به دلیل عدم اطلاع از قانون بانکداری بدون ربا و تفاوت آن با بانکداری ربوی یا به دلیل عدم اعتقاد به تفاوت بین این دو نوع نظام بانکی و یا دلایل دیگر قصد جدی درباره مفاد عقدهای اسلامی نکرده، بلکه صورت عقد اسلامی را پوششی برای انجام عملیات قرض با بهره قرار می‌دهند. با توجه به ابهام در این مورد که آیا مبلغ مازاد بر اصل بدهی ربا محسوب می‌شود یا خیر، بر آن شدیم جهت رفع ابهام سؤالی تنظیم و برای فقهاء و مراجع عالیقدر تقلید ارسال نماییم.

متن سؤال در قالب نامه زیر تنظیم گردید:<sup>۱</sup>

چنانچه فردی با هدف اخذ وام به بانک مراجعه و تحت عنوان یکی از عقود اسلامی تسهیلات دریافت نماید و آن را صرف پرداخت بدهی خود نماید؛ ۱- در صورتی که بانک تا آخر از نیت و عملکرد گیرنده تسهیلات اطلاع نیابد، آیا می توان گفت سود دریافتی بانک شرعاً صحیح بوده اما برای فرد با توجه به اینکه از همان اول قصد قرض ربوی را داشته است، حکم ربا را دارد؟ ۲- اگر بانک متوجه شود که فرد از اول قصد صوری داشته است، آیا بانک باید فرد را ملزم به پرداخت اصل پول و احیاناً خسارات ناشی از تصرف غیرمجاز فرد نماید و یا می تواند سود مندرج در قرارداد را اخذ کند؟ ۳- در صورتی که بانک از تخلف گیرنده تسهیلات مطلع شد ولی همان سود مندرج را درخواست نمود، حکم ربا ندارد؟

آیت الله سیستانی (۹۲/۰۹/۰۱): اذن حضرت آیت الله در تصرف اموال مذکور مشروط به این است که اموال گرفته شده طبق ضوابطی که به او پرداخت شده عمل کند.

آیت الله نوری همدانی (۹۲/۰۹/۰۵): لازم است به مقتضای قرار داد شرعی عمل شود.  
آیت الله فاضل لنکرانی (۹۲/۰۹/۰۶): ۱- مصرف وام در غیر از موردی که برای آن وام گرفته شده شرعاً جایز نیست و سودی که بابت وام می دهد ربا حساب می شود و اگر بانک نمی داند که گیرنده وام طبق قانون شرعی وام، عمل کرده یا نه، گرفتن سود برای بانک اشکال ندارد، اما دادن سود برای وام گیرنده حرام است، یعنی سودی که می دهد ربا است و ربا دادن مثل ربا گرفتن حرام می باشد.

۲- اگر بانک از اول بداند، که وام گیرنده به آن عمل نمی کند دادن وام با گرفتن سود جایز نیست و همچنین اگر بعد از دادن وام متوجه شود که وام گیرنده به قانون شرعی وام عمل نمی کند، می تواند وام گیرنده را ملزم به باز پس دادن وام نماید.

۳- اگر بانک بداند که وام گیرنده طبق قانون شرعی عمل نکرده و سود وام را بگیرد ربا است. البته در تمام این موارد اگر شخص عمل دیگری غیر از آنچه که بانک شرط کرده انجام دهد و بانک را در آن فضولتاً شریک کند و سپس بانک قبول کند، در این صورت سودی را که به بانک می دهد اشکالی ندارد.

حضرت آیت الله خامنه ای (۹۲/۰۹/۱۰): ۱- پول هایی که بانک ها می پردازند غالباً وام

۱. نسخه اصلی جواب مراجع و فقهای بزرگوار در نزد نگارندگان موجود و قابل استناد است.

(قرض) نیست، بلکه تحت عنوان یکی از عقود اسلامی از قبیل جعاله، مشارکت، مضاربه و امثال آن می‌باشد. بنابراین، گیرنده پول فقط طبق همان قراردادی که منعقد کرده حق تصرف دارد و گرنه تصرف غاصبانه و موجب ضمان است.

۲ و ۳- عملیات بانکی که طبق قوانین مصوب مجلس شورای اسلامی که به تأیید شورای محترم نگهبان رسیده انجام شود، مشروع می‌باشد.

آیت الله شاهرودی (۹۲/۰۹/۱۳): ۱- آری؛ ۲- او را ملزم به پرداخت اصل پول نماید؛ ۳- دارد.

آیت الله مکارم شیرازی: جواب: صرف مبلغ وام برخلاف آنچه در قرارداد بر آن توافق شده جایز نیست و چنانچه تخلف شود وام مذکور صحیح نیست و مبلغ اضافه که می‌پردازد حکم ربا دارد.

آیت الله صافی گلپایگانی (۹۲/۰۹/۲۰): ۱- چنانچه معامله‌ای که بانک انجام داده شرعی بوده تا زمان عدم اطلاع از صوری بودن آن از طرف مشتری بانک، گرفتن سود مانعی نداشت ولی بعد از اطلاع از عدم واقعیت معامله گرفتن سود جایز نیست. ۲- فقط می‌تواند اصل پول را مطالبه کند. ۳- جایز نیست. والله العالم.

آیت الله روحانی (۹۲/۰۹/۰۳): ۱- معامله ربوی مانند سایر معاملات قائم به دو طرف است ربا یک طرفه معنی ندارد. ۲- قصد صوری در معامله مانند قصد جدی است همان حکم ربا را دارد. ۳- حکم ربا دارد.

با توجه به پاسخ‌های مذکور در می‌یابیم که چنانچه فردی با هدف اخذ وام به بانک مراجعه و تحت عنوان یکی از عقود اسلامی تسهیلات دریافت نماید و آن را صرف پرداخت بدهی خود نماید، مبلغ مازاد بر اصل بدهی به نظر برخی از مراجع محترم تقلید ربا محسوب می‌شود. حال اگر بانک از اول بداند، که وام‌گیرنده به آن عمل نمی‌کند دادن وام با گرفتن سود جایز نیست و همچنین اگر بعد از دادن وام متوجه شود که وام‌گیرنده به قانون شرعی وام عمل نمی‌کند، می‌تواند وام‌گیرنده را ملزم به باز پس دادن وام نماید. اگر بانک نمی‌داند که گیرنده وام طبق قانون شرعی وام، عمل کرده یا نه، گرفتن سود برای بانک اشکال ندارد. بنابراین در این مقاله نسبت قراردادهای صوری که منتهی به قرض می‌شود به کل قراردادهای به عنوان یک شاخص برای تحقق ربا در نظام بانکی انتخاب شده است.

برای تکمیل این شاخص لازم است انواع تسهیلات اعطایی از یکدیگر تفکیک شوند، چرا

که مسلماً مانده تسهیلات اعطایی بانکها در قالب عقود مختلف، متفاوت خواهد بود. به همین دلیل عقود فروش اقساطی، اجاره به شرط تملیک، جعاله و مشارکت مدنی، برای جایگزینی در صورت کسر فوق پیشنهاد می‌گردد.

لازم به توضیح است که عقود مزارعه، مساقات، سلف، خرید دین و مضاربه در حال حاضر در شعب مختلف بانک تجارت شهر مشهد مقدس مورد استفاده قرار نمی‌گیرد و مشارکت حقوقی و سرمایه‌گذاری مستقیم هم بنا به دلایلی که ذکر شد در صورت کسر فوق جایگزین نخواهد شد.

**الف- نسبت قراردادهای فروش اقساطی که منابع حاصل صرف پرداخت بدهی‌ها می‌شود به کل قراردادهای فروش اقساطی (کل قراردادها):** کاربرد قرارداد فروش اقساطی در امور تولیدی (صنعتی، معدنی و کشاورزی) و خدماتی است (مواد ۱۰، ۱۱ و ۱۳ قانون عملیات بانکی بدون ربا). در صورتی که مشتری منابع حاصل از قرارداد فروش اقساطی با بانک را در بخش‌های مورد نظر قرارداد هزینه نکند، بلکه این منابع را صرف پرداخت بدهی‌های خود نماید، عقد فروش اقساطی صرفاً پوششی برای انجام عملیات قرض با بهره تلقی شده و معامله مذکور ربوی می‌گردد.

**ب- نسبت قراردادهای اجاره به شرط تملیک که منابع حاصل صرف پرداخت بدهی‌ها می‌شود به کل قراردادهای اجاره به شرط تملیک (کل قراردادها):** کاربرد قرارداد اجاره به شرط تملیک در امور تولیدی، خدماتی و مسکن می‌باشد (ماده ۱۲ قانون عملیات بانکی بدون ربا) و در صورت عدم هزینه منابع حاصل از اجاره به شرط تملیک در بخش‌های مربوطه و پرداخت بدهی‌ها از محل این منابع معاملات صورت گرفته به سمت ربوی شدن سوق می‌یابند.

**ج- نسبت قراردادهای جعاله که منابع حاصل صرف پرداخت بدهی‌ها می‌شود به کل قراردادهای جعاله (کل قراردادها):** قرارداد جعاله در امور تولیدی، بازرگانی و خدماتی کاربرد دارد (ماده ۱۶ قانون عملیات بانکی بدون ربا) و عدم هزینه منابع حاصل از قرارداد جعاله در بخش‌های مربوطه و پرداخت بدهی‌ها از محل این منابع صورت عقد اسلامی پوششی برای انجام عملیات قرض با بهره قرار گرفته و قراردادهای جعاله ربوی می‌شوند.

**د- نسبت قراردادهای مشارکت مدنی که منابع حاصل صرف پرداخت بدهی‌ها می‌شود**

به کل قراردادهای مشارکت مدنی (کل قراردادها): کاربرد قرارداد مشارکت مدنی در امور تولیدی (صنعتی، معدنی، کشاورزی و مسکن) بازرگانی (داخلی، صادرات و واردات) و خدماتی است (ماده ۷ قانون عملیات بانکی بدون ربا) و در صورت عدم هزینه منابع حاصل از مشارکت مدنی در بخش‌های مربوطه و پرداخت بدهی‌ها از محل این منابع موضوع ربوی شدن معاملات پیش می‌آید.

#### ۴-۲- نسبت قراردادهای منتهی به قرارداد فضولی شده که بانک امضاء نکرده به کل قراردادها

معامله فضولی، معامله‌ای است که شخص برای دیگری یا به مال دیگری تشکیل می‌دهد، بدون اینکه نماینده یا مأذون از طرف او باشد (شهیدی، همان: ۹۷). کسی که بدون نمایندگی و اذن برای دیگری معامله را تشکیل می‌دهد اصطلاحاً فضول و طرف معامله او را اصیل و شخص دیگر را که معامله برای او یا به مال او انجام شده است، غیر می‌گویند.

معامله فضولی ویژگی‌های خاص خود را دارد؛ اول اینکه معامله فضولی قصد فضول را به عنوان عامل سازنده دارد. یعنی هر چند که قصد از ناحیه مالک صادر نشده ولی به هر حال قصد وجود دارد. دوم اینکه در این نوع معامله رضا وجود خارجی ندارد و سوم اینکه در معامله فضولی رضا مؤخر بر قصد بوده و این رضا از اجازه مالک حاصل می‌شود. صحت معامله فضولی بدون شک متوقف بر اجازه مالک می‌باشد و هر گاه مالک، بیع واقع از فضول را اجازه و امضاء نماید، معامله فضولی صحیح می‌گردد (موسی‌زاده گسگری، ۱۳۸۵: ۱۷۰). اما زمانی که مالک معامله را امضاء نمی‌کند در این صورت عقد غیرنافذ<sup>۱</sup> تبدیل به عقدی باطل می‌شود (داورزنی، ۱۳۸۹: ۱۴۲).

بر این اساس هنگامی که در عملیات بانکی بدون ربا منابع حاصل از قراردادهای مختلف صرف خرید و فروش کالاهای غیر موضوع قرارداد می‌گردد، معامله فضولی تحقق می‌یابد. اگر بانک به این معامله رضایت دهد معامله صحیح و در غیر این صورت معامله باطل است و با توجه به استفتاء ارسالی به فقهاء و مراجع عالیقدر شیعه مبلغ مازاد بر اصل بدهی بر مبنای پاسخ

---

۱. عقدی است که فاقد بعضی از شرایط اساسی صحت معامله (قصد طرفین و رضای آن‌ها، اهلیت طرفین، معین بودن موضوع معامله و مشروعیت جهت معامله) است. مانند عقدی که مکره واقع می‌سازد که به علت فقدان رضا غیر نافذ است (شهیدی، همان، ص ۱۴).

آیت‌الله مکارم شیرازی ربا محسوب می‌شود.<sup>۱</sup>

بنابراین بر مبنای نظر آیت‌الله مکارم شیرازی که مبلغ مازاد بر اصل بدهی را ربا می‌دانند نسبت قراردادهای منتهی به قرارداد فضولی شده که بانک امضاء نکرده به کل قراردادها به عنوان یک شاخص انتخاب شده است.

برای تکمیل شاخص فوق لازم است انواع تسهیلات اعطایی از یکدیگر تفکیک شوند، به همین دلیل عقود فروش اقساطی، اجاره به شرط تملیک، جعاله و مشارکت مدنی، برای جایگزینی در صورت کسر فوق پیشنهاد می‌شود. نسبت قراردادهای فروش اقساطی منتهی به قرارداد فضولی شده که بانک امضاء نکرده به کل قراردادهای فروش اقساطی (کل قراردادها)؛ نسبت قراردادهای اجاره به شرط تملیک منتهی به قرارداد فضولی شده که بانک امضاء نکرده به کل قراردادهای اجاره به شرط تملیک (کل قراردادها)؛ نسبت قراردادهای جعاله منتهی به قرارداد فضولی شده که بانک امضاء نکرده به کل قراردادهای جعاله (کل قراردادها)؛ نسبت قراردادهای مشارکت مدنی منتهی به قرارداد فضولی شده که بانک امضاء نکرده به کل قراردادهای مشارکت مدنی (کل قراردادها).

لازم به ذکر است باتوجه به عنوان شاخص از یک سو که در آن عبارت «بانک امضاء نکرده» بیان شده است و از سوی دیگر با توجه به ابهام در این مورد که هنگام انعقاد قرارداد مشتریان، طرف قرارداد رئیس یا کارمند شعبه بانک می‌باشد یا شخصیت حقوقی آن بانک، بر آن شدیم جهت رفع ابهام و در راستای تشخیص طرف قرارداد مشتریان، سؤالی تنظیم و برای فقهاء و مراجع عالیقدر تقلید ارسال گردد.

متن سوال در قالب نامه زیر تنظیم گردید:<sup>۲</sup>

با سلام و احترام، آیا در هنگام انعقاد قرارداد مشتریان بانک برای اخذ تسهیلات، طرف قرارداد رئیس یا کارمند همان شعبه بانکی می‌باشد یا شخصیت حقوقی آن بانک؟ به گونه‌ای که اگر قرارداد با شخصیت حقوقی بانک مطابق با متن قرارداد باشد قصد رئیس و یا کارمند بانک در انشاء این قرارداد نقشی در واقعی بودن (صوری نبودن) آن قرارداد نخواهد داشت.

مراجع بزرگوار و فقهای عالی‌مقام شیعه این گونه پاسخ دادند: (به ترتیب حروف الفبا)

آیت‌الله خامنه‌ای، (مقام معظم رهبری): (۱۳۹۰/۰۷/۴): «طرف قرارداد در بانک‌های دولتی

شخصیت حقوقی است و رئیس یا کارمند نماینده او محسوب می‌شود».

۱. پاسخهای دریافتی از فقهاء و مراجع عالیقدر تقلید مشابه پاسخهای استفتاء قبلی است و از تکرار آن صرف نظر می‌نماییم.

۲. نسخه اصلی جواب مراجع و فقهای بزرگوار در نزد نگارندگان موجود و قابل استناد است.

آیت‌الله روحانی، (۱۳۹۰/۰۷/۲۰): «رئیس یا کارمند شعبه به عنوان وکالت از شخصیت حقوقی آن بانک می‌باشد - یا مستقلاً یا به واسطه رئیس همان شعبه بانک می‌باشد - و او با این خصوصیت نقش اساسی در واقعی بودن آن قرارداد دارد».

آیت‌الله صافی گلپایگانی، (۱۳۹۰/۰۶/۱۶): «رئیس یا کارمند صاحب اختیار به عنوان نماینده هیئت مدیره می‌توانند با افراد عقد قرارداد نمایند».

آیت‌الله گرامی، (۱۳۹۰/۰۹/۷): «طرف قرار داد شخصیت حقوقی بانک است لیکن رئیس و کارمند به عنوان نماینده شخصیت حقوقی در حد اختیاراتشان نمایندگی دارند».

آیت‌الله موسوی اردبیلی، (۱۳۹۰/۰۶/۲۸): «در مثل بانک، که مؤسسه حقوقی است، طرف قرارداد نیز مؤسسه حقوقی است و در قراردادی که به صورت مکتوب از طرف بانک و ارباب رجوع امضاء می‌شود همین که ارباب رجوع متوجه باشند که چه قراردادی را امضاء می‌کند و همان را قصد کنند و امضاء کنند کافی است».

آیت‌الله نوری همدانی، (۹۰/۰۸/۲۶): «طرف قرار داد همان مسئولین بانک می‌باشند که مجری مقررات بانک هستند که اگر برخلاف قانون عمل کنند مسئول می‌باشند مثلاً اگر روی کاغذهای قرارداد عنوان مضاربه و عقود شرعی نوشته شود اما در واقع و در مقام عمل همان وام دادن به شرط سود باشد ربا و حرام است».

با توجه به پاسخ‌های مذکور اجماً در می‌یابیم که هنگام انعقاد قرارداد مشتریان، طرف قرارداد شخصیت حقوقی بانک است، لیکن رئیس یا کارمند به عنوان نماینده شخصیت حقوقی بانک محسوب می‌شوند. بنابراین نمی‌تواند خلاف آنچه که در متن قرارداد فی‌مابین مشتری و بانک وجود دارد عمل نماید (یا اظهار نظر نماید). گرچه در مواردی که نیاز به حل و فصل برخی منازعات در قالب قراردادهای صلح وجود دارد، قانون به نماینده خویش (کارگزار بانک) اجازه اعمال نظر و دخل و تصرف را می‌دهد.

##### ۵- اندازه‌گیری شاخص‌های ممنوعیت ربا

پس از بررسی مبانی نظری تحقیق و معرفی و تشریح شاخص‌های عملکردی بانکداری بدون ربا بر اساس معیار ممنوعیت ربا، به برآورد این شاخص‌ها با استفاده از اطلاعات و داده‌های جمع‌آوری شده می‌پردازیم.

در این مقاله مهم‌ترین ابزار جمع‌آوری اطلاعات، پرسش‌نامه بوده است. لذا پرسش‌نامه باید

به گونه‌ای طراحی می‌شد که بتواند تمامی شاخص‌های استخراج شده جهت ارزیابی عملکرد نظام بانکی بدون ربا از منظر معیار ممنوعیت ربا را در بر بگیرد و عاری از موارد غیرمرتبط باشد. بنابراین برای برآورد هر یک از شاخص‌ها، سؤال یا سؤال‌های متناسب با آن طراحی شده است.

#### ۶- قلمرو مکانی پژوهش و جامعه آماری

قلمرو مکانی یا محدوده مطالعه سازمانی در این پژوهش بانک تجارت شهر مشهد مقدس (شعب بانک) بوده است و جامعه آماری مقاله حاضر شامل تمام قراردادهایی می‌باشد که در کلیه شعب بانک تجارت در بازه زمانی ۱۳۸۸-۱۳۸۹ منعقد شده است.

#### ۷- حجم نمونه و روش نمونه‌گیری

متناسب با موضوع مقاله و تعداد اعضای جامعه آماری، در این پژوهش شیوه نمونه‌گیری به صورت چندمرحله‌ای خواهد بود. بدین ترتیب که ابتدا جهت انتخاب شعب با استفاده از روش نمونه‌گیری هدفمند با مراجعه به شعبه مرکزی بانک تجارت، تعداد شعبی که بیشترین حجم تسهیلات اعطایی را در مناطق مختلف جغرافیایی داشته‌اند، توسط مسئول اعتبارات این شعبه تعیین شد و بر این اساس تعداد سی شعبه انتخاب شد که این تعداد تقریباً یک چهارم کل شعب (۱۱۲ شعبه) می‌باشد. همچنین در هر شعبه متناسب با اینکه چند درصد حجم قراردادها را به خود اختصاص داده است پرسش‌نامه‌ها بین مشتریان توزیع شد و حجم نمونه با استفاده از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای، ۴۵۱ مشتری که از بانک تسهیلات دریافت نمودند در نظر گرفته شد.

#### ۸- روش برآورد شاخص‌ها

در این پژوهش جهت برآورد شاخص‌های معرفی شده (که به صورت نسبت تعریف شده‌اند) از برآورد فاصله‌ای به روش فاصله اطمینان برای نسبت استفاده می‌کنیم و برای به دست آوردن فاصله اطمینان از رابطه زیر استفاده می‌کنیم:

$$\bar{p} - z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\bar{p}q}{n}} < p < \bar{p} + z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\bar{p}q}{n}}$$

$\bar{p}$ : نسبت موفقیت در نمونه؛

$p$ : نسبت موفقیت در جامعه؛

$n$ : حجم نمونه؛

$Z_{\frac{\alpha}{2}}$  مقداری از توزیع نرمال استاندارد است که در سمت راست آن مساحتی به اندازه باقی گذاشته می‌شود.

### ۹- روش آزمون فرضیه

پارامتر فرضیه‌های پژوهشی به صورت نسبت موفقیت بوده و توزیع نمونه‌گیری متناسب با نسبت موفقیت ( $n \geq 50$ )، توزیع نمونه‌گیری نرمال با آماره آزمون  $Z$  می‌باشد و متغیر استاندارد آن جهت آزمون فرضیه‌ها به این صورت تعریف می‌شود:

$$z^* = \frac{\bar{p} - p}{\sqrt{\frac{pq}{n}}}$$

تصمیم‌گیری اصلی در مورد آزمون فرض بدین صورت خواهد بود که اگر مقدار عددی آماره آزمون در داخل ناحیه عدم رد قرار گیرد فرض صفر را رد نمی‌کنیم ولی اگر مقدار عددی آماره آزمون در داخل ناحیه رد قرار گیرد فرض صفر را رد می‌کنیم. در ادامه ابتدا به بررسی موردی پرسش‌های عمومی با استفاده از روش توصیفی و بر اساس میزان فراوانی پاسخ‌های انتخاب شده پرداخته، سپس به برآورد شاخص‌ها و آزمون فرضیه تحقیق می‌پردازیم.

### ۱۰- بررسی موردی پرسش‌های عمومی

پرسش ۱: جنابعالی تاکنون از کدام نوع تسهیلات بانکی در قالب عقود اسلامی استفاده کرده‌اید؟ نام عقد یا عقود مورد نظر را ذکر فرمایید.

جدول (۱)

فراوانی نسبی	فراوانی مطلق	پرسش ۱
۰/۶۰	۲۷۴	مشارکت مدنی
۰/۳۳	۱۵۰	فروش اقساطی
۰/۰۱	۲۲	جماله
۰/۰۵	۵	اجاره به شرط تملیک
۰/۹۹	۴۵۱	جمع کل

داده‌های جدول شماره ۱ نشان می‌دهد که تنوع تسهیلات مورد تقاضا در میان

مراجعه‌کنندگان بر حسب اولویت به ترتیب زیر بوده است:

مشارکت مدنی، فروش اقساطی، جعاله، اجاره به شرط تملیک.

پرسش ۲: آیا به نظر شما تفاوتی میان بهره و سود بانکی وجود دارد؟

جدول (۲)

فرآوانی نسبی	فرآوانی مطلق	پرسش ۲
۰/۴۲	۱۹۰	بلی
۰/۵۶	۲۵۲	خیر
۰/۰۲	۹	بدون پاسخ
۱	۴۵۱	جمع کل

تجزیه و تحلیل پاسخ‌های عنوان شده مؤید این مطلب است که مراجعه‌کنندگان به بانک با قانون بانکداری بدون ربا و نحوه عملیات بانکداری کنونی آشنایی کافی ندارند و یا در عمل در آن چارچوب عمل نمی‌کنند.

پرسش ۳: آیا شما بین عملیات کنونی بانک‌ها و عملیات بانک‌های ربوی

تفاوتی می‌گذارید؟

جدول (۳)

فرآوانی نسبی	فرآوانی مطلق	پرسش ۳
۰/۴۲	۱۸۹	بلی
۰/۵۸	۲۵۶	خیر
۱	۴۵۱	جمع کل

تجزیه و تحلیل پاسخ‌های عنوان شده مؤید این مطلب است که حداقل نیمی از مراجعه‌کنندگان به بانک به صراحت بانکداری کنونی را همان بانکداری ربوی سابق، با اندک تغییری در اسامی و الفاظ دانسته‌اند و در واقع، عملکرد آن را همانند عملکرد بانک‌های ربوی می‌دانند و این چالش بزرگ بانکداری اسلامی در عمل است.

#### ۱۱- برآورد شاخص‌های ممنوعیت ربا

##### ۱۱-۱- نسبت قراردادهای ربوی به کل قراردادها

شاخص نسبت قراردادهای ربوی به کل قراردادها یک شاخص ترکیبی است و جهت اندازه‌گیری آن ابتدا شاخص‌های فرعی (مؤلفه‌های) آن را برآورد کرده، سپس از جمع وزنی آن‌ها

و با استفاده از آزمون نسبت موفقیت در جامعه شاخص اصلی اندازه‌گیری و فرضیه پژوهش آزمون و مورد بررسی قرار می‌گیرد.

### ۱۱-۱-۱- برآورد مؤلفه اول: نسبت قراردادهای صوری که منتهی به قرض می‌شود به کل قراردادها

برآورد این شاخص بر اساس جمع وزنی نسبت موفقیت شاخص‌های فرعی‌تر (نماگرها)، انجام می‌گیرد که در ذیل به شرح آن‌ها می‌پردازیم.

$$0.25 + 0.25(\bar{p}) + 0.25(\bar{P}) = \text{مؤلفه اول } \bar{p}$$

$$0.25(\bar{p}) + 0.25(\bar{P}) = \text{ (اجاره به شرط تملیک } \bar{p} \text{ )}$$

**الف- نسبت قراردادهای فروش اقساطی که منابع حاصل صرف پرداخت بدهی‌ها می‌شود به کل قراردادهای فروش اقساطی<sup>۱</sup>:** این شاخص با استفاده از نتیجه پرسش ۵ پرسش‌نامه مراجعه‌کنندگان و با تخمین فاصله اطمینان برای نسبت به دست آمده، اندازه‌گیری می‌شود. البته قبل از طرح آن، پرسش ذیل را مطرح نمودیم. داده‌های پرسش ذیل با استفاده از روش توصیفی مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرد.<sup>۲</sup>

پرسش ۴: آیا منابع حاصل از قرارداد فروش اقساطی را صرفاً به خرید کالای قابل قبول موضوع فروش اقساطی، اختصاص دادید؟

جدول (۴)

پرسش ۴	فراوانی مطلق	فراوانی نسبی
بلی	۳۰	۰/۲۰
خیر	۱۲۰	۰/۸۰

۱. شاخص قراردادهای فروش اقساطی که منابع حاصل صرف پرداخت بدهی‌ها می‌شود نسبت به کل قراردادهای فروش اقساطی محاسبه شده است؛ ولی این شاخص نسبت به کل قراردادهای قابل محاسبه است که در اینجا به دلیل پایین بودن حجم نمونه از بررسی آن صرف نظر می‌نماییم و در بقیه شاخص‌ها نیز این موضوع صادق است. ۲ لازم به یادآوری است جهت برآورد شاخص‌های معرفی شده از برآورد فاصله‌ای به روش فاصله اطمینان استفاده می‌کنیم و این فاصله اطمینان با استفاده از داده‌های مربوط به پرسش یا پرسش‌های مرتبط با شاخص معرفی شده اندازه‌گیری می‌شود و جهت تجزیه و تحلیل پرسش‌هایی که به طور مستقیم در برآورد شاخص استفاده نمی‌شود و داده‌های استخراج شده از آن‌ها صرفاً جهت تکمیل داده‌ها یا توضیح بیشتر شاخص‌ها می‌باشد، از روش توصیفی و تشکیل جدول فراوانی استفاده می‌کنیم.

جمع کل	۱۵۰	۱
--------	-----	---

داده‌های جدول شماره ۴ نشان می‌دهد که ۲۰ درصد دریافت‌کنندگان تسهیلات فروش اقساطی منابع حاصل از قرارداد را صرفاً به خرید کالای قابل قبول موضوع فروش اقساطی اختصاص داده‌اند و ۸۰ درصد دیگر منابع حاصل را در غیر موضوع قرارداد مصرف نموده‌اند.<sup>۱</sup> پرسش ۵: آیا منابع حاصل از قرارداد فروش اقساطی را صرف پرداخت بدهی‌های خود نمودید؟

جدول (۵)

پرسش ۵	فراوانی مطلق	فراوانی نسبی
بلی	۵۷	۰/۴۸
خیر	۶۳	۰/۵۳
جمع کل	۱۲۰	۱

بر اساس داده‌های جدول شماره ۵ فاصله اطمینان برای نسبت قراردادهای فروش اقساطی که منابع حاصل صرف پرداخت بدهی می‌شود به کل قراردادهای فروش اقساطی عبارت است از:

$$\bar{P} = 0.48, \alpha = 0.05, Z_{\frac{\alpha}{2}} = 1.96 \rightarrow 0.40 \leq P \leq 0.56$$

ب- نسبت قراردادهای اجاره به شرط تملیک که منابع حاصل صرف پرداخت بدهی‌ها می‌شود به کل قراردادهای اجاره به شرط تملیک:

پرسش ۶: آیا منابع حاصل از قرارداد را صرفاً به خرید کالای قابل قبول معامله موضوع اجاره به شرط تملیک، اختصاص دادید؟

جدول (۶)

پرسش ۶	فراوانی مطلق	فراوانی نسبی
بلی	۲	۰/۴۰
خیر	۳	۰/۶۰
جمع کل	۵	۱

۱. طبق مصوبه جدید بانک مرکزی، در قراردادهای فروش اقساطی چک‌های صادره در وجه فروشنده کالا (صادرکننده فاکتور) صادر می‌شود و از منظر قانونی بانک‌ها مجاز به اعطای وجوه به طور مستقیم به مشتریان نمی‌باشند. قانون منطقی کردن نرخ سود تسهیلات بانکی متناسب با نرخ بازدهی در بخش‌های مختلف اقتصادی، سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ([www.cbi.ir/simplelist/1531.aspx](http://www.cbi.ir/simplelist/1531.aspx)) ولی ۸۰ درصد مشتریان بانک اقرار کرده‌اند که مبلغ تسهیلات با همکاری فروشنده کالا به حساب تسهیلات‌گیرنده واریز و وجوه آن به مصرفی غیر از موضوع تسهیلات رسیده است.

داده‌های جدول شماره ۶ نشان می‌دهد که ۴۰ درصد دریافت‌کنندگان تسهیلات اجاره به شرط تملیک منابع حاصل از قرارداد را صرفاً به خرید کالای قابل قبول موضوع اجاره به شرط تملیک اختصاص داده‌اند و ۶۰ درصد دیگر منابع حاصل را در غیر موضوع قرارداد مصرف نموده‌اند. پرسش ۷: در صورت منفی بودن پاسخ سؤال فوق، آیا منابع حاصل را صرف پرداخت بدهی‌های خود نمودید؟

جدول (۷)

پرسش ۷	فراوانی مطلق	فراوانی نسبی
بلی	۲	۰/۶۷
خیر	۱	۰/۳۳
جمع کل	۳	۱

فاصله اطمینان برای نسبت قراردادهای اجاره به شرط تملیک که منابع حاصل صرف پرداخت بدهی‌ها می‌شود به کل قراردادهای اجاره به شرط تملیک عبارت است از:

$$\bar{P} = 0.67, \alpha = 0.05, Z_{\frac{\alpha}{2}} = 1.96 \rightarrow 0.44 \leq P \leq 0.90$$

از آنجا که حجم نمونه قراردادهای اجاره به شرط تملیک متناسب با حجم آن در کل تسهیلات و حجم نمونه پژوهش انتخاب شده است، برآورد شاخص متناسب با آن با به دلیل حجم کم نمونه قراردادهای اجاره به شرط تملیک، با خطای تقریباً زیادی مواجه است و فاصله اطمینان به دست آمده، فاصله زیادی از نسبت موفقیت  $p$  دارد.

ج- نسبت قراردادهای جعاله که منابع حاصل صرف پرداخت بدهی‌ها می‌شود به کل قراردادهای جعاله:

پرسش ۸: آیا منابع حاصل از قرارداد را صرفاً به عملیات موضوع جعاله، اختصاص دادید؟

جدول (۸)

پرسش ۸	فراوانی مطلق	فراوانی نسبی
بلی	۱۰	۰/۴۵
خیر	۱۲	۰/۵۵
جمع کل	۲۲	۱

داده‌های جدول شماره ۸ نشان می‌دهد که ۴۵ درصد دریافت‌کنندگان تسهیلات جعاله منابع حاصل از قرارداد را صرفاً به خرید کالای قابل قبول موضوع جعاله اختصاص داده‌اند و ۵۵ درصد دیگر منابع حاصل را در غیر موضوع قرارداد مصرف نموده‌اند.

پرسش ۹: در صورت منفی بودن پاسخ سؤال فوق، آیا منابع حاصل را صرف پرداخت بدهی‌های خود نمودید؟

جدول (۹)

فرآوانی نسبی	فرآوانی مطلق	پرسش ۹
۰/۵۸	۷	بلی
۰/۴۲	۵	خیر
۱	۱۲	جمع کل

فاصله اطمینان برای نسبت قراردادهای جعاله که منابع حاصل صرف پرداخت بدهی می‌شود به کل قراردادهای جعاله عبارت است از:

$$\bar{P} = 0.58, \alpha = 0.05, Z_{\frac{\alpha}{2}} = 1.96 \rightarrow 0.35 \leq P \leq 0.81$$

د- نسبت قراردادهای مشارکت مدنی که منابع حاصل صرف پرداخت بدهی‌ها می‌شود به کل قراردادهای مشارکت مدنی:

پرسش ۱۰: آیا سرمایه مشارکت مدنی را صرفاً در تأمین منابع مالی مورد نیاز در امور تولیدی مورد نظر قرارداد، اختصاص دادید؟

جدول (۱۰)

فرآوانی نسبی	فرآوانی مطلق	پرسش ۱۰
۰/۲۵	۶۸	بلی
۰/۷۵	۲۰۲	خیر
۱	۲۷۴	جمع کل

داده‌های جدول شماره ۱۰ نشان می‌دهد که ۲۵ درصد دریافت‌کنندگان تسهیلات مشارکت مدنی منابع حاصل از قرارداد را صرفاً به خرید کالای قابل قبول موضوع مشارکت مدنی اختصاص داده‌اند و ۷۵ درصد دیگر منابع حاصل را در غیر موضوع قرارداد مصرف نموده‌اند. پرسش ۱۱: در صورت منفی بودن پاسخ سؤال فوق، آیا منابع حاصل را صرف پرداخت بدهی‌های خود نمودید؟

جدول (۱۱)

فرآوانی نسبی	فرآوانی مطلق	پرسش ۱۱
۰/۵۱	۱۰۳	بلی
۰/۴۹	۹۹	خیر
۱	۲۰۲	جمع کل

فاصله اطمینان برای نسبت قراردادهای مشارکت مدنی که منابع حاصل صرف پرداخت بدهی‌ها می‌شود به کل قراردادهای مشارکت مدنی عبارت است از:

$$\bar{P} = 0.49, \alpha = 0.05, Z_{\frac{\alpha}{2}} = 1.96 \rightarrow 0.43 \leq P \leq 0.59$$

حال به برآورد شاخص فرعی «نسبت قراردادهای صوری که منتهی به پرداخت بدهی‌ها می‌شود به کل قراردادها» می‌پردازیم. جهت برآورد این شاخص ابتدا  $\bar{P}$  یا همان نسبت موفقیت را از جمع وزنی  $\bar{P}$  ها به دست می‌آوریم:

$$\bar{P} = 0.25(0.48) + 0.25(0.67) + 0.25(0.58) + 0.25(0.51) = 0.57$$

فاصله اطمینان برای نسبت قراردادهای صوری که منابع حاصل صرف پرداخت بدهی‌ها می‌شود به کل قراردادها عبارت است از:

$$\bar{P} = 0.57, \alpha = 0.05, Z_{\frac{\alpha}{2}} = 1.96 \rightarrow 0.53 \leq P \leq 0.61$$

بنابراین با اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت که نسبت قراردادهای صوری که منابع حاصل صرف پرداخت بدهی می‌شود بین ۵۳ تا ۶۱ درصد کل قراردادها است. به عبارت دیگر با اطمینان ۹۵ درصد این نسبت حداقل ۵۳ درصد است.

۱۱-۱-۲- برآورد مؤلفه دوم: نسبت قراردادهای منتهی به قرارداد فضولی شده که بانک امضاء نکرده به کل قراردادها

$$\bar{p} = 0.25(\bar{p} \text{ جعاله}) + 0.25(\bar{P} \text{ فروش اقساطی}) + 0.25(\bar{P} \text{ مشارکت مدنی}) + 0.25(\bar{p} \text{ اجاره به شرط تملیک})$$

برآورد این شاخص بر اساس جمع وزنی نسبت موفقیت شاخص‌های فرعی (مؤلفه‌های) آن انجام می‌گیرد که در ادامه به شرح آن‌ها می‌پردازیم.

همان‌طور که در قسمت قبل اشاره شد با توجه به پاسخ‌های فقهاء و مراجع تقلید به سؤال تنظیم شده در ارتباط با طرف قرارداد مشتریان طرف قرارداد شخصیت حقوقی بانک است، لیکن رئیس یا کارمند به عنوان نماینده شخصیت حقوقی بانک محسوب می‌شوند. یافته‌ها حاکی از این است که کارگزاران بانک به این گونه قراردادها (معامله فضولی) رضایت نمی‌دهند.

حال به برآورد شاخص‌های مورد نظر می‌پردازیم.

الف - نسبت قراردادهای فروش اقساطی منتهی به قرارداد فضولی شده که بانک

**امضاء نکرده به کل قراردادهای فروش اقساطی:**

پرسش ۱۲: آیا منابع حاصل از قرارداد فروش اقساطی را صرف خرید کالای دیگری نمودید؟

جدول (۱۲)

فراوانی نسبی	فراوانی مطلق	پرسش ۱۲
۰/۵۳	۶۳	بلی
۰/۴۷	۵۷	خیر
۱	۱۲۰	جمع کل

فاصله اطمینان برای نسبت قراردادهای فروش اقساطی که منابع حاصل صرف خرید کالای دیگری می‌شود به کل قراردادهای فروش اقساطی عبارت است از:

$$\bar{P} = 0.53, \alpha = 0.05, Z_{\frac{\alpha}{2}} = 1.96 \rightarrow 0.45 \leq P \leq 0.61$$

ب- نسبت قراردادهای اجاره به شرط تملیک منتهی به قرارداد فضولی شده که بانک

امضاء نکرده به کل قراردادهای اجاره به شرط تملیک:

پرسش ۱۳: آیا منابع حاصل از قرارداد اجاره به شرط تملیک را صرف خرید کالای بادوام

دیگری نمودید؟

جدول (۱۳)

فراوانی نسبی	فراوانی مطلق	پرسش ۱۳
۰/۳۳	۱	بلی
۰/۶۷	۲	خیر
۱	۳	جمع کل

فاصله اطمینان برای نسبت قراردادهای اجاره به شرط تملیک که منابع حاصل صرف خرید

کالای بادوام دیگری می‌شود به کل قراردادهای اجاره به شرط تملیک عبارت است از:

$$\bar{P} = 0.33, \alpha = 0.05, Z_{\frac{\alpha}{2}} = 1.96 \rightarrow 0.06 \leq P \leq 0.60$$

ج- نسبت قراردادهای جعاله منتهی به قرارداد فضولی شده که بانک امضاء نکرده به

کل قراردادهای جعاله:

پرسش ۱۴: آیا منابع حاصل از قرارداد جعاله را صرف خرید کالای دیگری نمودید؟

جدول (۱۴)

فراوانی نسبی	فراوانی مطلق	پرسش ۱۴
--------------	--------------	---------

۰/۴۲	۵	بلی
۰/۵۸	۷	خیر
۱	۱۲	جمع کل

فاصله اطمینان برای نسبت قراردادهای جعاله که منابع حاصل صرف خرید کالای دیگری می‌شود به کل قراردادهای جعاله عبارت است از:

$$\bar{P} = 0.42, \alpha = 0.05, Z_{\frac{\alpha}{2}} = 1.96 \rightarrow 0.15 \leq P \leq 0.69$$

د- نسبت قراردادهای مشارکت مدنی منتهی به قرارداد فضولی شده که بانک امضاء نکرده به کل قراردادهای مشارکت مدنی:

پرسش ۱۵: آیا منابع حاصل از قرارداد مشارکت مدنی را صرف خرید کالای دیگری نمودید؟

جدول (۱۵)

فراوانی نسبی	فراوانی مطلق	پرسش ۱۵
۰/۴۹	۹۹	بلی
۰/۵۱	۱۰۳	خیر
۱	۲۰۲	جمع کل

فاصله اطمینان برای نسبت قراردادهای مشارکت مدنی که منابع حاصل صرف خرید کالای دیگر می‌شود به کل قراردادهای مشارکت مدنی عبارت است از:

$$\bar{P} = 0.42, \alpha = 0.05, Z_{\frac{\alpha}{2}} = 1.96 \rightarrow 0.43 \leq P \leq 0.55$$

حال به برآورد شاخص «نسبت قراردادهای منتهی به قرارداد فضولی شده که بانک امضاء نکرده به کل قراردادها» می‌پردازیم. جهت برآورد این شاخص ابتدا  $\bar{P}$  یا همان نسبت موفقیت را از جمع وزنی  $\bar{P}$  ها به دست می‌آوریم:

$$\bar{P} = 0.25(0.53) + 0.25(0.33) + 0.25(0.42) + 0.25(0.49) = 0.43$$

فاصله اطمینان برای نسبت قراردادهای منتهی به قرارداد فضولی شده که بانک امضاء نکرده به کل قراردادها عبارت است از:

$$\bar{P} = 0.43, \alpha = 0.05, Z_{\frac{\alpha}{2}} = 1.96 \rightarrow 0.39 \leq P \leq 0.47$$

بنابراین با اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت که نسبت قراردادهای منتهی به قرارداد

فضولی شده که بانک امضاء نکرده بین ۳۹ تا ۴۷ درصد کل قراردادهای است. به عبارت دیگر با اطمینان ۹۵ درصد این نسبت حداقل ۳۹ درصد است.

### ۱۲- برآورد شاخص نسبت قراردادهای ربوی به کل قراردادهای و آزمون فرضیه تحقیق

پس از برآورد نسبت موفقیت دو مؤلفه اول و دوم به برآورد شاخص اصلی و آزمون صحت یا عدم صحت فرضیه پژوهش می‌پردازیم.

جهت برآورد این شاخص،  $\bar{P}$  را با استفاده از  $\bar{P}$  های دو مؤلفه شاخص اصلی به دست می‌آوریم. از آنجا که شاخص اصلی در صورتی برآورد می‌شود که حداقل یکی از دو مؤلفه اول و دوم رخ دهند اجتماع  $\bar{P}$  های دو مؤلفه،  $\bar{P}$  شاخص اصلی را تشکیل می‌دهند.

$$\begin{aligned} \bar{p} &= 0.57, \quad \bar{P}_{\text{دوم}} = 0.43 \\ \bar{p} &= (\bar{p}_{\text{اول}} \cup \bar{p}_{\text{دوم}}) = \bar{p}_{\text{اول}} + \bar{p}_{\text{دوم}} - (\bar{p}_{\text{اول}} \cap \bar{p}_{\text{دوم}}) \\ &= 0.45 + 0.57 - 0.25 = 0.77 \\ \text{که در آن:} \quad \bar{p}_{\text{دوم}} \times \bar{p}_{\text{اول}} &= (\bar{p}_{\text{دوم}} \cap \bar{p}_{\text{اول}}) \end{aligned}$$

فاصله اطمینان برای نسبت قراردادهای ربوی به کل قراردادهای عبارت است از:

$$\bar{p} = 0.77, \alpha = 0.05, Z_{\frac{\alpha}{2}} = 1.96 \rightarrow 0.76 \leq P \leq 0.78$$

بنابراین با اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت که نسبت قراردادهای ربوی بین ۷۶ تا ۷۸ درصد کل قراردادهای است. به عبارت دیگر با اطمینان ۹۵ درصد این نسبت حداقل ۷۶ درصد است. شاخص نسبت قراردادهای ربوی به کل قراردادهای شاخص اصلی جهت آزمون فرضیه تحقیق می‌باشد. در صورتی که نسبت قراردادهای ربوی به کل قراردادهای حداقل ۵۰ درصد باشد در این صورت می‌توان نتیجه گرفت که بیش از نیمی از معاملات بانکی در جامعه مورد بررسی ربوی است و فرضیه پژوهش تأیید می‌شود.

همچنین اگر نسبت قراردادهای ربوی به کل قراردادهای کمتر از ۵۰ درصد باشد در این صورت می‌توان گفت که کمتر از نیمی از معاملات جامعه مورد بررسی ربوی است و فرضیه رد می‌شود.

$$\begin{cases} H_0 : \bar{p} \geq 0.50 \\ H_1 : \bar{p} < 0.50 \end{cases}$$

آزمون نسبت موفقیت با استفاده از آماره Z برای فرضیه پژوهش:

$$\bar{P} = 0.77, \alpha = 0.05, Z_{\frac{\alpha}{2}} = -1.64 \rightarrow Z^* = 13.50$$

عدد به دست آمده با استفاده از آماره  $z$ ،  $+13.5$  و مقدار  $z$  جدول با درجه آزادی  $0.95$  و سطح معنی داری  $0.05$  برابر با  $-1.64$  می‌باشد (آزمون یک دنباله) و از آنجا که  $z$  محاسباتی بزرگ‌تر از  $z$  حاصله از جدول می‌باشد مقدار آن در ناحیه عدم رد  $H_0$  قرار گرفته است. بر این اساس فرضیه پژوهش تأیید می‌شود. یعنی با توجه به شاخص‌های ممنوعیت ربا، بیش از نیمی از قراردادهای بانکی در جامعه مورد بررسی ربوی است.

### نتیجه‌گیری

۱- با توجه به اینکه اصلی‌ترین تمایز بانکداری اسلامی از بانکداری متعارف اجتناب از ربا است، این مقاله بر انطباق عملکرد نظام بانکی با معیار ممنوعیت ربا متمرکز است و این امر از آن جهت قابل ملاحظه است که عملکرد نظام بانکی در حدود سه دهه اخیر ابهامات و کاستی‌هایی را در اسلامی بودن نظام بانکی ایجاد کرده است.

۲- به مقتضای معیار ممنوعیت ربا، هر نوع زیاده در هر قرضی ربا و حرام است و بایستی تمام معاملات بانکی به ویژه در بخش تجهیز و تخصیص منابع از ربا و شبهه ربا دور باشند.

۳- شاخص‌های ممنوعیت ربا مبتنی بر معیار ممنوعیت ربا شناسایی و معرفی می‌شوند و شاخص اصلی آن‌ها، شاخص نسبت قراردادهای ربوی به کل قراردادها می‌باشد.

۴- مؤلفه‌های شاخص نسبت قراردادهای ربوی به کل قراردادها عبارتند از: الف- نسبت قراردادهای صوری که منتهی به قرض می‌شود به کل قراردادها؛ ب- نسبت قراردادهای منتهی به قرارداد فضولی شده که بانک امضاء نکرده به کل قراردادها.

۵- برآورد شاخص‌های ممنوعیت ربا نشان می‌دهد که در روابط مالی و اعتباری بانک با مشتریان خود، مشتری جهت تحصیل وام و بازپرداخت اصل و بهره متعلقه به بانک مراجعه می‌کند و تصور وی از روابط خود با بانک چنین است و عقود موضوع قانون عملیات بانکی بدون ربا را وسیله‌ای برای رسیدن به هدف خود می‌داند و واقعیت این است که وظیفه بانک اساساً پاسخ دادن به تقاضای وام است و نه تقاضای شراکت یا بیع. بر این اساس در عین حالی که اصل قانون عملیات بانکی بدون ربا شرعی است، اما در مقام عمل تحولی اساسی در بانکداری بدون ربا در جامعه مورد بررسی رخ نداده و بیش از نیمی از معاملات جامعه مورد بررسی مطابق

فتاوای برخی از مراجع ربوی است.

## منابع

### الف - فارسی

۱. امامی، سید حسن؛ **حقوق مدنی**، تهران، کتابفروشی اسلامیة، ۱۳۴۶.
۲. پژوهشکده پولی و بانکی، **مرابحه خرید دین و استصناع (به مناسبت بررسی ابعاد فقهی، حقوقی و اجرائی کاربردی شدن عقود مرابحه، خرید دین و استصناع)**، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۹۰.
۳. پاشایی فام، رامین و همکاران؛ «**بررسی اندازه بهینه بانک از نظر اقتصادی (بانک سپه)**»، مؤسسه عالی بانکداری ایران، مجموعه سخنرانی‌ها و مقالات بیست و دومین همایش بانکداری اسلامی، تهران، مؤسسه عالی بانکداری، ۱۳۹۰.
۴. خمینی (امام)، سیدروح‌الله؛ **ترجمه تحریرالوسیله**، مترجم: مؤسسه تنظیم و نشر آثار امام خمینی، ۱۳۸۵.
۵. داورزنی، حسین؛ «**اثر قرارداد در تعدیل احکام ضمان درک**»، دو فصلنامه تخصصی اسلام-پژوهی، ۱۳۸۹، شماره ۴.
۶. دهخدا، علی‌اکبر؛ **لغت‌نامه دهخدا**، تهران، دانشگاه تهران، ۱۳۸۵.
۷. ریاضت، فرهاد؛ «**ارزیابی عملکرد بانک‌ها از طرح تا عمل**»، پژوهش‌نامه اقتصادی، ۱۳۸۱، شماره ۵.
۸. سیف، ولی‌الله؛ ثقفی، علی؛ «**شناسایی و اندازه‌گیری نسبت‌های مالی و متغیرهای اقتصادی بنیادی مؤثر بر سلامت و ثبات نظام بانکی در ایران**»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۳۸۴، شماره ۱۷.
۹. شجری، پرستو؛ «**چشم‌اندازی بانکداری اسلامی صنعتی رو به رشد در جهان**»، تازه‌های اقتصاد، ۱۳۸۹، شماره ۱۳۰.
۱۰. شهیدی، مهدی؛ **حقوق مدنی ۳، تعهدات**، تهران، انتشارات مجد، ۱۳۸۷.
۱۱. صدر، محمدباقر؛ **بانک بدون ربا**، ترجمه مرتضی زنجانی، تهران، فرهنگ سبز، ۱۳۸۹.
۱۲. محقق، محمدجواد؛ «**درآمدی بر تدوین شاخص ربا در بانکداری اسلامی**»، مجله معرفت اقتصادی، ۱۳۹۰، شماره ۲.
۱۳. معین، محمد؛ **فرهنگ فارسی**، انتشارات امیرکبیر، ۱۳۶۰.
۱۴. موسایی، میثم؛ **بررسی عملکرد بانکداری بدون ربا در ایران**، مؤسسه تحقیقات پولی و

شاخص‌های ممنوعیت ربا در عملکرد بانکداری بدون ربا در ایران... ۹۵

بانکی، ۱۳۷۹.

۱۵. موسویان، سیدعباس؛ *بانکداری اسلامی*، ویرایش دوم، تهران، مؤسسه تحقیقات پولی و

بانکی، ۱۳۷۸.

۱۶. موسی‌زاده گسگری، محمدجواد؛ «کشف و نقل در بیع فضولی»، فصلنامه فقه و مبانی حقوق،

۱۳۸۵، شماره ۴.

۱۷. میرمعزی، سیدحسین؛ «حیله‌های ربا»، فصلنامه تخصصی اقتصاد اسلامی، ۱۳۸۵، شماره ۲۴.

#### ب- عربی

۱۸. شهید ثانی، زین‌الدین علی؛ *مسائل الافهام الی تنقیح شرایع الاسلام*، مؤسسه المعارف الاسلامیه،

۱۴۱۳.ق.

#### ج- لاتین

19. Abdus, Samad; 2004, "**Performance of Interst-free Islamic Banking Vis-a-Visinterst-Based Conventional Banks of Bahrain**", IIUM Journal of Economics and Management.
20. Hasbi, Hariandy and Tendi Haruman; 2011, "**Banking:According to Islamic Sharia Concepts and its performance in Indonesia**", international Review of Bussiness Research Papers, Vol. 7, No. 1.
21. Mamunur Rashid; 2009, "**Disparity of Performance Indicators of Islamic Banks:Study on Bangladesh**", International Journal of Bussiness and Management, Vol. 4, No. 8.
22. Moin, Muhammad Shehzad; 2008, "**Hogskolan skovde, Performance of Islamic Banking in Pakistan**", A Comparative Study, School of Technologand Society.
23. [www.cbi.ir/simplelist/1531.aspx](http://www.cbi.ir/simplelist/1531.aspx).

# سنجش هزینه رفاهی اجتماعی ناشی از آلودگی زیست‌محیطی صنایع انرژی بر ایران

محمدنقی شهیکی‌تاش<sup>۱</sup>

استادیار اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان

محمدحسن فطرس<sup>۲</sup>

دانشیار اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا

مصطفی خواجه حسنی<sup>۳</sup>

دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه سیستان و بلوچستان

## چکیده

در اثر توسعه ناپایدار، در سال‌های اخیر انتشار آلاینده‌های زیست‌محیطی هزینه‌های اجتماعی بسیاری را به جامعه بشری متحمل ساخته است. در این راستا این مطالعه با استفاده از روش لیبین‌اشتاین به ارزیابی هزینه‌های رفاهی اجتماعی ناشی از آلودگی زیست‌محیطی صنایع انرژی‌بر زیر گروه کدهای چهار رقمی ISIC تولید سایر محصولات کانی غیرفلزی و فلزات اساسی در کشور ایران می‌پردازد. در ابتدای مطالعه فرض بر این بود که کمترین و بیشترین پیامدهای جنبی منفی زیست‌محیطی، به ترتیب توسط صنایع مس و آجر به جامعه تحمیل شده است؛ اما همان‌طور که نتایج این مطالعه نشان می‌دهند، صنایع ریخته‌گری فلزات غیرآهنی و تولید سیمان، آهک و گچ با هزینه‌ای حدود ۱/۰۳ و ۵۰/۷ درصد از ارزش تولید خود به ترتیب کمترین و بیشترین هزینه‌های رفاهی اجتماعی ناشی از ناکارآمدی زیست‌محیطی را در میان صنایع مورد مطالعه، به جامعه تحمیل می‌کنند. علاوه بر این هزینه‌های رفاهی اجتماعی ناشی از مثلث رفاه و رانت اقتصادی این صنایع نسبت به هزینه‌های ناشی از ناکارآمدی زیست‌محیطی  $x$  مقدار ناچیزی است و بخش کوچکی از هزینه‌های رفاهی محاسبه شده توسط روش لیبین‌اشتاین را در بر می‌گیرد. هزینه‌های بالای رفاهی اجتماعی به دست آمده، ضرورت برنامه‌ریزی مناسب در جهت افزایش کارایی زیست‌محیطی و تقلیل آثار سوء ناشی از مصرف انواع حامل‌های انرژی صنایع آلاینده را با اتخاذ سیاست‌های مؤثر به صورت وضع قوانین ضد انحصار و مالیات سبز، به خوبی آشکار می‌سازد.

واژگان کلیدی: مثلث رفاه، ناکارایی  $x$ ، روش لیبین‌اشتاین، تابع فاصله جهت‌دار، کشش قیمتی تقاضا

طبقه‌بندی موضوعی: D4, L1, H2, N7, N6, N5

1. Email: Mohammad\_tash@eco.usb.ac.ir

«نویسنده مسئول»

2. Email: fotros@basu.ac.ir

3. Email: mostafa.khajehhasani@yahoo.com

## مقدمه

با فرض کمیابی منابع طبیعی و زیست محیطی، انتظار داریم که افراد، الزامات قابل قبولی را در مصرف این منابع ارزشمند رعایت کنند. این دو الزام عبارتند از: ۱- منابع باید به طور کارآمد مورد استفاده قرار گیرند. ۲- منابع باید به طور بهینه مورد استفاده قرار گیرند. تعیین این الزامات و تحلیل آن به «اقتصاد رفاه» مربوط می شود و ما در اقتصاد رفاه به دنبال شرایط لازم جهت تخصیص بهینه و کارآمد منابع طبیعی و زیست محیطی هستیم. در این بخش از نظریه اقتصاد خرد، بازار رقابتی به دلیل برقراری تخصیص بهینه و کارآمد منابع طبیعی و زیست محیطی به عنوان بهترین ساختار بازار معرفی می شود؛ ولی در صورتی که به هر علت، بازار از شرایط بازار رقابت کامل دورتر شده و به سمت ساختار انحصاری گرایش پیدا نماید، امکان برقراری این تخصیص وجود نخواهد داشت (پرمن و همکاران، ۲۰۰۳). آلودگی زیست محیطی و پدیده تغییر اقلیم و همچنین تجدیدنپذیری حامل های انرژی فسیلی که از چالش های اصلی استفاده از این منابع کمیاب و ارزشمند به شمار می روند، در اثر توسعه ناپایدار و الگوهای نادرست مصرف انرژی و همچنین افزایش جمعیت در سال های اخیر با شدت بیشتری ادامه داشته و هزینه های اجتماعی بسیاری را به جامعه تحمیل کرده است. در این راستا این مطالعه با استفاده از روش لیبین آشتاین به بررسی هزینه های رفاهی ناشی از رانت اقتصادی و ناکارایی زیست محیطی صنایع انرژی بر و در نتیجه آلاینده تولید کانی های غیرفلزی و فلزات اساسی در کشور ایران پرداخته است. نوآوری این مقاله را می توان محاسبه ناکارایی زیست محیطی به عنوان ناکارایی  $x$  با لحاظ نمودن ساختار بازارهای مورد مطالعه عنوان نمود. اهمیت این مطلب هنگامی نمایان می شود که هزینه های رفاهی ناشی از انتشار آلایندها و درونی سازی این آثار جانبی مانند چانه زنی و مذاکره و همچنین رقابت جهت اخذ رانت زیست محیطی یا مجوزهای آلایندهی بالا باشند. در ادامه این مقاله در بخش اول به پیشینه تحقیق و پس از آن در بخش دوم به بیان الگوی نظری و عملی تحقیق خواهیم پرداخت. سپس در بخش سوم، به داده ها و تجزیه و تحلیل آن ها و روش های به دست آوردن متغیرهای مورد نیاز می پردازیم. در نهایت این مطالعه با نتیجه گیری و جمع بندی و ارائه پیشنهادهای حاصل از نتایج به دست آمده، پایان خواهد یافت.

## ۱- پیشینه تحقیق

تاکنون مطالعات گسترده ای در زمینه محاسبه هزینه های رفاهی ناشی از انحصار و آلایندهی زیست محیطی صورت گرفته است، که در ادامه به برخی از مهم ترین مطالعات خارجی و داخلی پرداخته می شود.

کوان و یان<sup>۱</sup> (۲۰۰۵)، معتقدند که بخش صنعت در آلوده کردن هوا بیشترین نقش را داشته و حجم وسیعی از آلاینده‌های هوا (شامل دی‌اکسید سولفور، اکسیدهای نیتروژن، ذرات معلق، منواکسید کربن و هیدروکربن‌ها) که به عنوان ستانده یا محصول ناخواسته لحاظ می‌شوند، از این بخش منتشر می‌شوند. آن‌ها معتقدند که هزینه‌های نهایی انتشار یافته هر تن سولفور، اکسید نیتروژن، ذرات معلق هوا و دی‌اکسید کربن بسته به طرح‌های زیست‌محیطی متفاوت، مختلف هستند و قواعد زیست‌محیطی کنونی شرایط لازم جهت حداقل کردن هزینه‌های اجتماعی را ایجاد نمی‌کند. فار و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۰۶)، معتقدند که هزینه‌های زیست‌محیطی آفت‌کش‌ها به میزان شش درصد درآمد بخش زراعت و دام بوده و این هزینه در ایالت‌های غربی آمریکا نسبت به باقی ایالت‌ها کمتر است. مورتی و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۰۶)، معتقدند که صنعت چغندر قند یکی از بزرگ‌ترین آلاینده‌های آب این کشور است. آن‌ها میزان اکسیژن زیستی، اکسیژن شیمیایی و ذرات معلق در آب را بسیار بالاتر از حد استانداردهای تعریف شده گزارش کرده و نشان دادند که رابطه مثبتی بین کارایی بنگاه‌ها و حفاظت از منابع آب وجود دارد. دریجانی و همکاران (۱۳۸۴)، در مطالعه خود به بررسی کارایی زیست‌محیطی کشتارگاه‌های دام استان تهران پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها حاکی از آن است که منافع زیست‌محیطی حاصل از سیستم‌های تصفیه موجود پساب کشتارگاه‌های دام تهران معادل ۱۳۶۷۲ میلیون ریال است. آن‌ها پیشنهاد کردند که سازمان نظارتی حفظ محیط زیست رتبه‌بندی عملکرد زیست‌محیطی واحدهای کشتارگاهی را بر اساس غلظت آلاینده‌های آلی و شیمیایی انجام دهند و عوارض زیست‌محیطی را بر اساس غلظت سیستم تصفیه مورد استفاده مطالبه نمایند. محمد قربانی و همکاران (۱۳۸۸)، هزینه‌های زیست‌محیطی انتشار گازهای گلخانه‌ای در گاوداری‌های شیری مشهد را مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های این مطالعه گویای آن است که هزینه‌های زیست‌محیطی انتشار سالانه گازهای گلخانه‌ای گاوداری‌های شیری مشهد و کشور به ترتیب ۱۰/۶۸ و ۶۹۷۱۰/۳ میلیارد ریال است و در صورت اخذ مالیات زیست‌محیطی، می‌توان انتشار آلاینده‌های زیست‌محیطی این واحدها را کاهش داد. شهیکی تاش و فیوضی اختیاری (۱۳۸۸)، به وسیله شاخص‌های هاربرگر، پوزنر و کالین مولر هزینه‌های رفاهی اجتماعی ناشی از انحصار مؤثر در صنعت بیمه ایران را برآورد نمودند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که ساختار بازار بیمه در ایران به صورت انحصار مؤثر

---

1. Kwon & Yun  
 2. Fare & et al  
 3. Murty & et al

بوده و هزینه رفاهی اجتماعی بالایی بر دریافت کنندگان خدمات بیمه‌ای، به دلیل ساختار انحصار مؤثر تحمیل شده است. شفيعی و تشکینی (۱۳۸۹)، با دو شاخص مثلث رفاه و لیبن‌اشتاین به اندازه‌گیری هزینه‌های رفاهی عملکرد در صنعت بانکداری ایران در دوره زمانی ۱۳۷۵-۱۳۸۷ پرداخته‌اند. نتایج به دست آمده از روش اول مبین سطح پایین هزینه‌های رفاهی و کمابیش معادل یک درصد ارزش تولید ناخالص داخلی سال ۱۳۸۷ است. رقم ذکر شده با استفاده از روش دوم (با لحاظ کردن آثار رفاهی ناشی از ناکارایی  $x$ ) بسیار بالاتر و معادل چهار درصد ارزش تولید ناخالص داخلی سال ۱۳۸۷ است.

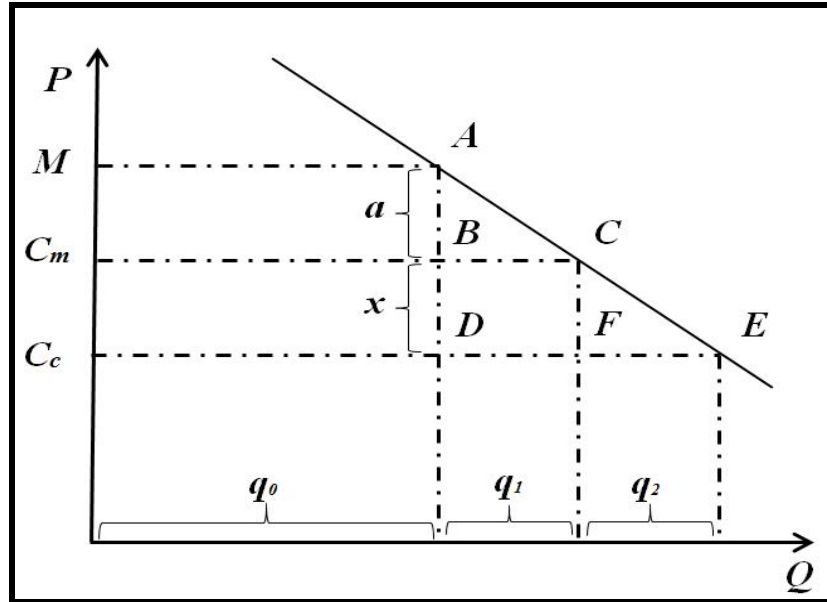
## ۲- مبانی نظری

### ۲-۱- الگوی نظری تحقیق

در بررسی آثار رفاهی عملکرد در یک صنعت، دو دیدگاه مهم وجود دارد. دیدگاه اول با فرض استفاده کارآمد نهاده‌ها در واحدهای تولیدی (برقراری کارایی  $x$ ) به محاسبه اختلاف میان تولید غیررقابتی با شرایط رقابتی و فشارهای قیمتی ناشی از این اختلاف (ناکارایی تخصیصی) می‌پردازد. طبق این دیدگاه زیان رفاهی ناشی از عملکرد غیررقابتی برابر «با مثلث رفاه» یا «مثلث رفاه و رانت اقتصادی» می‌باشد. در دیدگاه دوم که نخستین بار توسط لیبن‌اشتاین (۱۹۶۶) مطرح شد، با پرداختن به مفهوم ناکارآمدی  $x$ ، شدت هزینه‌های عملکرد غیررقابتی فراتر از حد مثلث رفاه دانسته می‌شود (لیبن‌اشتاین، ۱۹۶۶). طبق این دیدگاه در محاسبه هزینه رفاهی ناشی از عملکرد یک صنعت، لازم است هزینه اجتماعی ناکارایی و تخصیصی ناکارآمدی  $x$  به نحو توأمان محاسبه شود. لیبن‌اشتاین، بر این باور است که رابطه مثبتی بین اندازه بنگاه و رفاه از دست رفته وجود دارد؛ و هر چه بنگاه بزرگ‌تر باشد، ممکن است قدرت انحصاری بیشتری داشته باشد و در نتیجه بنگاه ناکارآمدتر خواهد بود. به طور کلی می‌توان گفت که در این دیدگاه حرکت از انحصار به رقابت دارای دو اثر محتمل است: ۱- حذف رانت‌های انحصاری؛ ۲- کاهش هزینه تولید هر واحد به علت کاهش ناکارایی تولید.

فرض کنیم که حرکت از انحصار به رقابت، رانت انحصار هر واحد محصول را به میزان  $a$  واحد و هزینه واحد را به اندازه  $x$  واحد کاهش می‌دهد. بر این مبنا،  $W_a$  زیان رفاهی جزئی است که از ناکارایی تخصیصی انحصار به وجود آمده است و برابر با مساحت مثلث  $ABC$  در شکل (۱) است.

شکل (۱): هزینه رفاه از دست رفته



منبع: لیبن اشتاین و کومانور، ۱۹۶۹.

از سوی دیگر  $W_{ax}$  بیانگر اندازه کامل ناکارایی تخصیصی ناشی از انحصار می‌باشد که برابر با مساحت مثلث ADE است. به همین نحو،  $W_x$  نیز بیانگر زیان رفاهی حاصل از ناکارایی  $x$  است که از انحصار، حاصل شده و بیانگر هزینه‌های بالاتر مورد استفاده برای تولید در سطح محدود شده محصول می‌باشد. با توجه به اینکه این زیان بدون لحاظ تغییر در سطوح محصول مورد بررسی قرار گرفته است، در بردارنده عنصر تخصیصی نبوده و معادل مساحت مستطیل  $C_m C_c D B$  می‌باشد؛ لذا در شکل (۱)، مقدار  $a$  معادل حاشیه قیمت هزینه‌ای است که تحت انحصار به وجود می‌آید و مقدار  $x$  اختلاف میان هزینه ناشی از ناکارآمدی تولید در شرایط انحصار و رقابت بوده و  $q_1$  اختلاف در مقداری است که به دلیل حرکت از انحصار به رقابت صرفاً به واسطه اثر هزینه‌ای به وجود آمده است،  $q_2$  نیز اختلاف مقداری است که به طور مستقیم مربوط به کاهش هزینه ناشی از افزایش کارایی است.

## ۲-۲- الگوی عملی تحقیق

در شرایطی که فرض انطباق هزینه‌های واقعی با تصمیمات مبتنی بر حداقل‌سازی هزینه‌ها در واحدهای تولیدی برقرار باشد (کارایی  $X$ ) و تنها ناکارایی تخصیصی وجود داشته باشد

هزینه‌های رفاهی ناشی از رفتار انحصاری از مثلث ABC در شکل (۱) به دست می‌آید. به لحاظ کمی می‌توان مساحت مثلث ABC را به صورت رابطه (۱) محاسبه کرد.

$$S_j(ABC) = \frac{1}{2} dp_j \times dq_j \quad (۱)$$

سپس با تعریف کشش قیمتی تقاضای کالای  $j$  به صورت  $\eta_j$  و  $t_j = \frac{dp_j}{p_j}$  به صورت

رابطه (۲)، رابطه (۳) به دست خواهد آمد (شفیعی و تشکینی، ۱۳۸۹).

$$dp_j = t_j p_j, \quad dq_j = \eta_j t_j \quad (۲)$$

$$W_a = S_j(ABC) = \frac{1}{2} p_j q_j \eta_j t_j^2 \quad (۳)$$

بدین ترتیب در شرایط حاکمیت کارایی  $x$ ، زیان رفاهی ناشی از ناکارآمدی تخصیصی ( $W_a$ ) به صورت رابطه (۴)، از محاسبه سطح مثلث رفاه به دست آمده که اصطلاحاً به  $W_a$  هزینه رفاهی هاربرگر می‌گویند.

$$W_a = S_j(ABC) = \frac{1}{2} dp_j dq_j = \frac{1}{2} R \eta_j \left( \frac{p - C_m}{p} \right)^2 \quad (۴)$$

لیبن‌اشتاین (۱۹۶۶) و لیبن‌اشتاین و کومانور (۱۹۶۹) نشان دادند که هزینه اجتماعی عملکرد یک صنعت، فراتر از مثلث رفاه است. از نظر آن‌ها در بسیاری از مطالعات سنجش هزینه‌های اجتماعی عملکرد غیررقابتی یک صنعت، فرض بر آن است که شرایط تعادل بهینه اول حاکم است. در این هنگام زیان رفاهی ناشی از انحصار در نتیجه تخصیص نابهینه منابع رخ می‌دهد و میزان آن برابر با سطح مثلث ABC خواهد بود. در مقابل، اگر فرض یکسان بودن کارایی نهاده‌ها در شرایط عملکرد رقابتی و انحصاری کنار گذارده شود، آنگاه زیان رفاهی ناشی از عملکرد واحدهای انحصاری که حتی می‌تواند به صورت مصنوعی (مجوزهای دولتی) به وجود آمده باشد، مشتمل بر ناکارایی  $x$  و همچنین گسترش ناکارایی تخصیصی خواهد بود. در این شرایط زیان رفاهی حاصل از انحصار بسیار بزرگ‌تر از رویکرد قبل و برابر با مساحت  $ADE + C_m C_c BD$  خواهد بود. به لحاظ کمی، می‌توان مقدار زیان رفاهی ناشی از ناکارآمدی تخصیصی و ناکارآمدی  $x$  را به صورت رابطه (۵) محاسبه کرد.

$$S_j(ADE) + S_j(C_m C_c BD) = W_{ax} + W_x = \frac{1}{2} (a+x)(q_1 + q_2) + xq_0 \quad (۵)$$

در رابطه فوق  $W_{ax}$ ، معیار جامع ناکارایی تخصیصی است که لیبن اشتاین (۱۹۶۹) آن را برابر با مساحت مثلث (ADE) می‌داند. همچنین مقصود از  $W_x$ ، هزینه‌های رفاهی ناشی از ناکارآمدی  $x$  بدون وجود هیچ‌گونه ناکارآمدی تخصیصی است. به منظور محاسبه  $W_{ax}$ ، از رابطه (۶) استفاده می‌شود.

$$W_{ax} = \frac{(dp \times dq)}{2} = \frac{(a+x)(q_1+q_2)}{2} \quad (۶)$$

سپس همانند رابطه هاربرگر، با تعریف کشش قیمت تقاضای کالای  $j$  به صورت  $\eta_j$  و با

$$\text{فرض } t_j = \frac{dp_j}{p_j} \text{ خواهیم داشت:}$$

$$dp_j = q_j \eta_j t_j \quad (۷)$$

$$(x+a) = dp_j = t_j p_j \quad (۸)$$

$$W_{ax} = \frac{1}{2} p_j q_j \eta_j t_j^2 \quad (۹)$$

$$S_j(ADE) = \frac{1}{2} q_j \eta_j \left( \frac{a+x}{p} \right)^2 = \frac{1}{2} q_j \eta_j \left( \frac{(p-C_m)+x}{p} \right)^2, a = p - C_m \quad (۱۰)$$

به منظور محاسبه  $W_x$  نیز از رابطه (۱۱) استفاده می‌شود.

$$W_x = q_0 \times x \quad (۱۱)$$

در این مطالعه، برای سنجش مقدار  $x$  به لحاظ کمی، از رابطه (۱۲) استفاده شده است.

$$x = 1 - \frac{\hat{u}_c^{\min}}{\hat{u}_c^b} \quad (۱۲)$$

در رابطه فوق، اندیس  $\min$  مین صنعت برخوردار از پایین‌ترین ناکارایی فنی ( $\hat{u}_{\min}$ ) است که به عنوان مبنای مقایسه در نظر گرفته می‌شود و سپس اختلاف ناکارایی سایر صنایع ( $\hat{u}_b$ ) در مقایسه با صنعت مبنا ( $\hat{u}_{\min}$ ) سنجیده خواهد شد. در مجموع هزینه‌های کل رفاهی ( $W_{total}$ ) ناشی از عملکرد غیررقابتی (مجموع ناکارایی تخصیصی و ناکارایی  $X$ ) از رابطه (۱۳) به دست خواهد آمد.

$$W_{total} = W_{ax} + W_x = \frac{1}{2} R \eta_j \left( \frac{(p_j - mc_j) + \left( 1 - \frac{\hat{u}_{\min}}{\hat{u}_j} \right)}{p} \right)^2 + \left( q_{0i} \times \left( 1 - \frac{\hat{u}_{\min}}{\hat{u}_j} \right) \right) \quad (۱۳)$$

سنجش هزینه رفاهی اجتماعی ناشی از آلودگی زیست محیطی صنایع انرژی بر ایران ۱۰۳

متغیرهای رابطه فوق عبارتند از:  $R_j$ : درآمد صنعت  $j$  ام،  $\eta_j$ : کشش قیمتی تقاضای صنعت  $j$  ام،  $p_j$ : قیمت صنعت  $j$  ام،  $mc_j$ : هزینه نهایی صنعت  $j$  ام،  $\hat{u}_{\min}$ : پایین ترین مقدار ناکارایی زیست محیطی در میان صنایع مورد مطالعه و  $\hat{u}_j$ : مقدار ناکارایی زیست محیطی صنعت  $j$  ام.

### ۳- تجزیه و تحلیل داده ها و محاسبه شاخص ها

در این مطالعه برای محاسبه متغیرهای مدل نهایی یا رابطه (۱۸) از اطلاعات ترازنامه انرژی منتشر شده توسط وزارت نیرو و اطلاعات هزینه کل، تولید، موجودی سرمایه، مواد اولیه، نیروی کار و انرژی کارگاه های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر که توسط مرکز آمار ایران در طی سال های ۱۳۷۴-۱۳۸۸ جمع آوری شده، استفاده شده است. میزان هزینه اجتماعی متحمل شده ناشی از آلاینده های ( $CH_4$ ,  $CO_2$ ,  $SMP$ ,  $CO$ ,  $SO_2$ ,  $NO_x$ ) صنایع مورد مطالعه، با استفاده از اطلاعات جداول (۱) و (۲) و مقادیر سوخت مصرفی بخش صنعت (بنزین، نفت سفید، نفت گاز، نفت کوره، گاز مایع، گاز طبیعی) و صنایع منتخب به دست آمده و در سنجش ناکارایی زیست محیطی مورد استفاده قرار گرفته است.

جدول (۱): هزینه های اجتماعی بخش انرژی به تفکیک گاز آلاینده (هزار ریال بر تن)

نوع گاز	$NO_x$	$SO_2$	$CO$	$SPM$	$CO_2$	$CH_4$
مقدار هزینه	۴۸۰۰	۱۴۶۰۰	۱۵۰۰	۳۴۴۰۰	۸۰	۱۶۸۰

منبع: ترازنامه انرژی وزارت نیرو

جدول (۲): میزان انتشار گازهای آلاینده بخش صنعت (تن)

نوع سوخت/ نوع گاز	$NO_x$	$SO_2$	$CO$	$SPM$	$CO_2$	$CH_4$
بنزین	719	80	18652	69	126783	5
نفت سفید	14	230	75	0	249955	10
نفت گاز	15514	48715	621	4654	8742882	354
نفت کوره	62647	294034	23	6265	20229656	784
گاز مایع	534	2	354	0	816787	13
گاز طبیعی	76603	157	3043	6443	48383622	862

منبع: ترازنامه انرژی وزارت نیرو

صنایع مورد بررسی (منتخب) به ترتیب کدهای ISIC در جدول (۳) و (۴) درج شده‌اند. این صنایع در مجموع حدود ۲۳ درصد از ارزش تولید و ۵۳ درصد از ارزش انرژی مصرفی بخش صنعت (شامل ۱۳۱ صنعت) را در سال ۱۳۸۸ به خود اختصاص داده‌اند. مصرف ۵۳ درصدی ۱۴ صنعت منتخب گویای انرژی‌بری بالا و در نتیجه آلاینده‌گی زیاد این صنایع است.

جدول (۳): صنایع زیر گروه کدهای ۲۶، به تفکیک کدهای چهار رقمی ISIC

کد ISIC	نام صنعت	تعداد بنگاه‌ها
۲۶	تولید سایر محصولات کانی غیرفلزی	
۲۶۹۱	تولید کالای سرامیکی غیرنسوز غیرساختمانی	۷۵
۲۶۹۲	تولید کالای سرامیکی نسوز - عایق حرارت	۲۸
۲۶۹۴	تولید سیمان آهک گچ	۱۵۷
۲۶۹۵	تولید محصولات ساخته شده از بتن و سیمان و گچ	۳۹۹
۲۶۹۶	بریدن و شکل دادن و تکمیل سنگ	۳۸۵
۲۶۹۷	تولید آجر	۶۴۲
۲۶۹۸	تولید محصولات گلی و سرامیکی غیرنسوز ساختمانی	۹۹
۲۶۹۹	تولید سایر محصولات کانی غیر فلزی طبقه‌بندی نشده (تولید آسفالت)	۳۹۴

منبع: نتایج آمارگیری از کارگاه‌های ده نفر کارکن و بیشتر

جدول (۴): صنایع زیر گروه کدهای ۲۷، به تفکیک کدهای چهار رقمی ISIC

کد ISIC	نام صنعت	تعداد بنگاه‌ها
۲۷	تولید فلزات اساسی	۵۶۳
۲۷۱۰	تولید محصولات اولیه آهن و فولاد	۲۱۰
۲۷۲۱	تولید محصولات اساسی مس	۱۹
۲۷۲۲	تولید محصولات اساسی آلومینیومی	۸۲
۲۷۲۳	تولید فلزات گران‌بها و سایر محصولات اساسی - به جز آهن و فولاد و مس و آلومینیوم	۵۵
۲۷۳۱	ریخته‌گری آهن و فولاد	۱۵۶
۲۷۳۲	ریخته‌گری فلزات غیر آهنی	۴۱

منبع: نتایج آمارگیری از کارگاه‌های ده نفر کارکن و بیشتر

### ۳-۱- محاسبه هزینه نهایی

برای سنجش هزینه رفاهی ناشی از ناکارایی زیست محیطی اولین گام محاسبه هزینه نهایی تولید در هر صنعت است. برای محاسبه هزینه نهایی هر کدام از صنایع مورد مطالعه، ابتدا باید تابع هزینه کل را برآورد کرد. جهت برآورد تابع هزینه کل از سیستم معادلات شامل یک تابع هزینه اصلی ترانسلوگ و توابع سهم تقاضای عوامل تولید با لحاظ قیود همگنی و تقارن از داده‌های پانل شامل چهارده مقطع (چهارده صنعت منتخب) در طی دوره زمانی ۱۳۷۴-۱۳۸۸ و از روش برآورد سیستمی رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب تکراری (ISUR) استفاده شده است (زلنر، ۱۹۶۲).

در این رابطه (۱۴) متغیر وابسته C بیانگر هزینه کل بنگاه و تابعی از، تولید و قیمت نهاده‌های نیروی کار، انرژی، مواد اولیه و همچنین موجودی سرمایه بنگاه است.

$$\ln C = \alpha_0 + \alpha_q \ln Q + \frac{1}{2} \alpha_{qq} (\ln Q)^2 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i + \quad (14)$$

$$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \ln p_i \ln p_j + \sum_{i=1}^n \gamma_{iq} \ln Q \ln p_i + U$$

$$S_i = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln p_i} = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \ln p_j + \beta_{iq} \ln Q$$

$$\sum_{j=1}^n \alpha_j = 1, \sum_{j=1}^n \gamma_{iq} = 0, \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{ij} = \sum_{i=1}^n \beta_{ij} = \sum_{j=1}^n \beta_{ji} = 0 \quad \text{شرط همگنی}$$

$$\beta_{ji} = \beta_{ij} \quad \text{شرط تقارن}$$

پس از برآورد رابطه (۱۴)، محاسبات مربوط به هزینه نهایی به صورت رابطه (۱۵) انجام شده است.

$$MC = \frac{TC}{Q} \times \frac{\partial \ln TC}{\partial \ln Q} \quad (15)$$

تابع برآورد شده هزینه کل و هزینه نهایی صنایع منتخب و پارامترهای به دست آمده در جدول (۵) درج شده‌اند.

جدول (۵): نتایج برآورد تابع هزینه کل صنایع منتخب

$$LnC = \alpha_0 + \alpha_q LnQ + \frac{1}{2} \alpha_{qq} (LnQ)^2 + \alpha_m LnP_m + \alpha_w LnP_w + \alpha_e LnP_e + \alpha_k LnP_k + \frac{1}{2} \beta_{mm} LnP_m LnP_m + \frac{1}{2} \beta_{mw} LnP_m LnP_w + \frac{1}{2} \beta_{me} LnP_m LnP_e + \frac{1}{2} \beta_{mk} LnP_m LnP_k + \frac{1}{2} \beta_{ww} LnP_w LnP_w + \frac{1}{2} \beta_{we} LnP_w LnP_e + \frac{1}{2} \beta_{wk} LnP_w LnP_k + \frac{1}{2} \beta_{ee} LnP_e LnP_e + \frac{1}{2} \beta_{ek} LnP_e LnP_k + \frac{1}{2} \beta_{kk} LnP_k LnP_k + \gamma_{qm} LnQLnP_m + \gamma_{qw} LnQLnP_w + \gamma_{qe} LnQLnP_e + \gamma_{qk} LnQLnP_k + u$$

متغیر	ضریب	احتمال	متغیر	ضریب	احتمال
$\alpha_0$	-۱/۲۵۷۲۱	۰/۵۷۰۴	$\beta_{ww}$	۰/۲۲۸۰۵	۰
$\alpha_q$	۰/۱۸۲۵۶۱	۰	$\beta_{we}$	-۰/۰۱۷۸۲	۰/۰۱۸۹
$\alpha_{qq}$	-۰/۰۰۶۳۵	۰/۲۶۶۱	$\beta_{wk}$	-۰/۰۰۱۵۲	۰/۵۱۰۲
$\alpha_m$	۰/۳۶۹۹۱۲	۰/۱۴۴۶	$\beta_{ee}$	۰/۱۲۰۳۶۸	۰
$\alpha_w$	۰/۷۵۵۶۷۸	۰	$\beta_{ek}$	۰/۰۰۱۱۰۹	۰/۶۰۲۵
$\alpha_e$	۰/۳۴۵۵۷	۰/۰۰۳۷	$\beta_{kk}$	-۰/۰۰۱۵۶	۰/۱۱۶۹
$\beta_{mm}$	-۰/۳۷۴۴۹۸	۰/۷۸۶۱	$\gamma_{qm}$	۰/۰۰۹۴۹۶	۰/۲۹۸۵
$\beta_{mw}$	-۰/۲۳۱۴	۰	$\gamma_{qw}$	-۰/۰۰۵۲۹	۰/۳۶۵۳
$\beta_{me}$	-۰/۰۳۶۸۸	۰/۰۰۹۸	$\gamma_{qe}$	۰/۰۰۱۴۷۵	۰/۷۳۲۳
$\beta_{mk}$	۰/۰۰۱۳۶۹	۰/۸۱۸۳	$\gamma_{qk}$	-۰/۰۰۰۹۷	۰/۴۷۵۳

$$MC = \frac{C}{Q} \times (1.182561 - 0.00635 Q + 0.009496 LnP_m - 0.00529 LnP_w + 0.001475 LnP_e - 0.00097 LnP_k)$$

منبع: یافته‌های تحقیق

مقادیر هزینه نهایی هر صنعت نیز پس از محاسبه در جدول (۶) نشان داده شده‌اند.

جدول (۶): هزینه نهایی صنایع منتخب

کد چهار رقمی ISIC	نام صنعت	هزینه نهایی (MC)
۲۶۹۱	تولید کالای سرامیکی غیرنسوز غیرساختمانی	۰/۷۰۹
۲۶۹۲	تولید کالای سرامیکی نسوز - عایق حرارت	۰/۸۹۳
۲۶۹۴	تولید سیمان آهک گچ	۰/۴۶۵
۲۶۹۵	تولید محصولات ساخته شده از بتن و سیمان و گچ	۰/۶۹۲
۲۶۹۶	بریدن و شکل دادن و تکمیل سنگ	۰/۷۳۱
۲۶۹۷	تولید آجر	۰/۵۷۶
۲۶۹۸	تولید محصولات گلی و سرامیکی غیرنسوز ساختمانی	۰/۶۳۷
۲۶۹۹	تولید سایر محصولات کالی غیرفلزی طبقه‌بندی نشده (تولید آسفالت)	۰/۷۰۶
۲۷۱۰	تولید محصولات اولیه آهن و فولاد	۰/۶۹۶
۲۷۲۱	تولید محصولات اساسی مس	۰/۶۳۶
۲۷۲۲	تولید محصولات اساسی آلومینیومی	۰/۸۰۸
۲۷۲۳	تولید فلزات گران‌بها و سایر محصولات اساسی - به جز آهن و فولاد و مس و آلومینیوم	۰/۶۷۳
۲۷۳۱	ریخته‌گری آهن و فولاد	۰/۷۴۱
۲۷۳۲	ریخته‌گری فلزات غیرآهنی	۰/۸۹۲

منبع: یافته‌های تحقیق

سنجش هزینه رفاهی اجتماعی ناشی از آلودگی زیست محیطی صنایع انرژی بر ایران ۱۰۷

جدول فوق نشان می‌دهد که صنعت تولید سیمان، آهک و گچ (کد ۲۶۹۴) کمترین و صنعت تولید کالای سرامیکی نسوز - عایق حرارت (کد ۲۶۹۲) بیشترین هزینه نهایی را از میان صنایع منتخب به خود اختصاص داده‌اند.

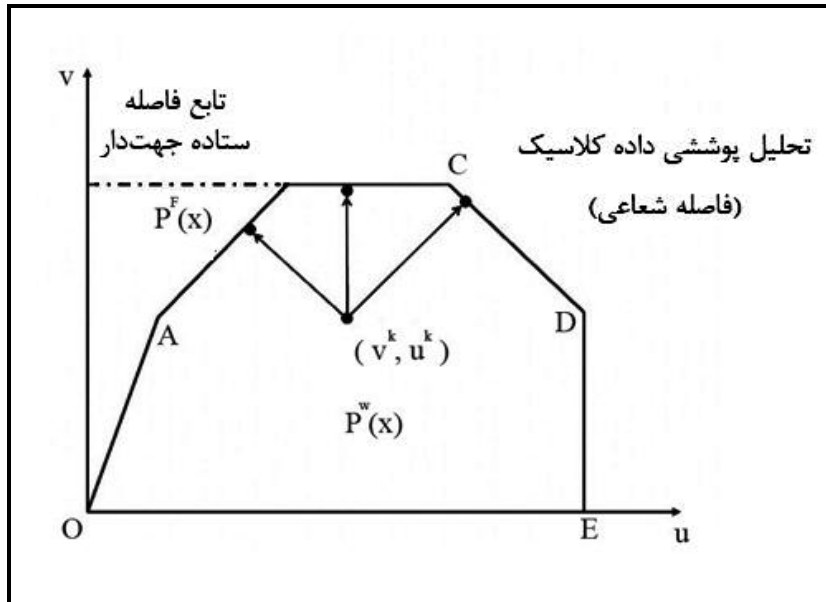
### ۳-۲- اندازه‌گیری کارایی زیست‌محیطی با رویکرد تابع فاصله ستاده جهت‌دار

چونگ و همکاران<sup>۱</sup> (۱۹۹۷)، مدلی را به نام تابع فاصله ستاده جهت‌دار ارائه نمودند. این رویکرد قادر است که همراه با کاهش ستاده نامطلوب ستاده مطلوب را افزایش دهد. بردار جهت‌دار به صورت  $g = (g_v, -g_u)$  شان می‌دهند و در این بردار  $g_v = 1$  و  $-g_u = 1$  برقرار است. در نتیجه میزان ناکارایی زیست‌محیطی  $k'$  بنگاه به وسیله رویکرد تابع فاصله ستاده جهت‌دار و به صورت رابطه (۱۶) مدل‌سازی و به صورت شکل (۲) نمایش داده می‌شود.

$$D(x^{k'}, v^{k'}, u^{k'}; g) = \max \beta \quad (16)$$

$$s.t. (v^{k'} + \beta g_v, u^{k'} - \beta g_u) \in P(x)$$

شکل (۲): تابع فاصله ستاده جهت‌دار



منبع: الساندرو، ۲۰۱۱

رابطه (۱۶) به وسیله یک مدل برنامه‌ریزی خطی به صورت رابطه (۱۷) قابل حل خواهد بود.

$$\begin{aligned}
 & D(x^{k'}, v^{k'}, u^{k'}; g) = \max \beta \\
 & s.t. \\
 & \sum_{k=1}^K \omega_k v_{km} \geq v_{k'm} + \beta g_{vm}, m = 1, \dots, M \\
 & \sum_{k=1}^K \omega_k u_{kj} = u_{k'j} - \beta g_{uj}, j = 1, \dots, J \\
 & \sum_{k=1}^K \omega_k x_{kn} \leq x_{k'n}, n = 1, \dots, N \\
 & \sum_{k=1}^K \omega_k = 1 \\
 & \omega_k \geq 0, k = 1, \dots, K
 \end{aligned} \tag{۱۷}$$

در صورتی که مقدار ناکارایی زیست‌محیطی برابر با صفر شود ( $D(x^{k'}, v^{k'}, u^{k'}; g) = 0$ )، بنگاه به صورت کاملاً کارآمد فعالیت کرده و در غیر این صورت، مقادیر بزرگ‌تر از صفر ( $D(x^{k'}, v^{k'}, u^{k'}; g) > 0$ )، نشان‌دهنده آن هستند که بنگاه از لحاظ زیست‌محیطی ناکارا عمل می‌کند.

برای به دست آوردن مقدار عددی استاندارد شده کارایی زیست‌محیطی، چونگ و همکاران (۱۹۹۷) از تبدیلی که در رابطه (۱۸) ارائه شده است، استفاده می‌کنند.

$$D(x, v, u) = \frac{1}{(1 + D(x^{k'}, v^{k'}, u^{k'}; g))} \tag{۱۸}$$

با توجه به رابطه (۱۸) در صورتی که  $D(x^{k'}, v^{k'}, u^{k'}; g) = 1$  شود، بنگاه از نظر زیست‌محیطی کاملاً کارا عمل کرده و در غیر این صورت  $D(x^{k'}, v^{k'}, u^{k'}; g) < 1$  ناکارآمد عمل می‌کند. با استفاده از رابطه (۱۷) مقدار ناکارایی صنایع منتخب در سال ۱۳۸۷ به وسیله نرم‌افزار R محاسبه شده و در جدول (۷) درج شده است (تیم، ۲۰۰۸).

جدول (۷): مقدار ناکارایی صنایع منتخب

مقدار ناکارایی	نام صنعت	کد چهار رقمی ISIC
۰/۶۹	تولید کالای سرامیکی غیرنسوز غیرساختمانی	۲۶۹۱
۰/۳۸	تولید کالای سرامیکی نسوز-عایق حرارت	۲۶۹۲
۰/۹۴	تولید سیمان آهک گچ	۲۶۹۴
۰/۱۵	تولید محصولات ساخته شده از بتن و سیمان و گچ	۲۶۹۵
۰/۲۲	بریدن و شکل دادن و تکمیل سنگ	۲۶۹۶
۰/۹۸	تولید آجر	۲۶۹۷
۰/۵۴	تولید محصولات گلی و سرامیکی غیرنسوز ساختمانی	۲۶۹۸
۰/۷۷	تولید سایر محصولات کانی غیرفلزی طبقه بندی نشده (تولید آسفالت)	۲۶۹۹
۰/۳۴	تولید محصولات اولیه آهن و فولاد	۲۷۱۰
.	تولید محصولات اساسی مس	۲۷۲۱
.	تولید محصولات اساسی آلومینیومی	۲۷۲۲
۰/۲۰	تولید فلزات گران بها و سایر محصولات اساسی - به جز آهن و فولاد و مس و آلومینیوم	۲۷۲۳
۰/۱۵	ریخته‌گری آهن و فولاد	۲۷۳۱
.	ریخته‌گری فلزات غیرآهنی	۲۷۳۲

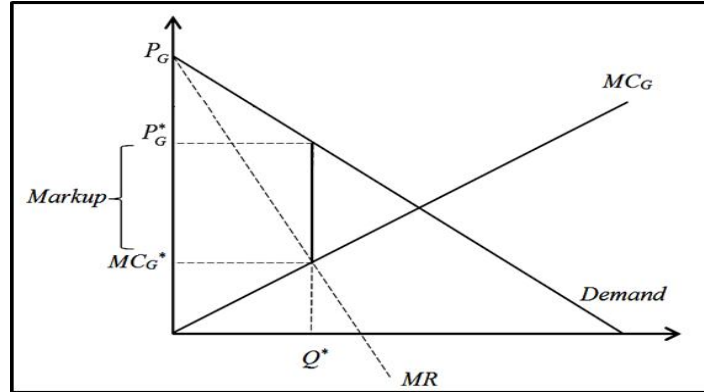
منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که جدول (۷) نشان می‌دهد، صنایع تولید محصولات اساسی مس (کد ۲۷۲۱)، آلومینیوم (کد ۲۷۲۲) و ریخته‌گری فلزات غیرآهنی (کد ۲۷۳۲) دارای کمترین و صنایع به ترتیب تولید آجر (کد ۲۶۹۷) و تولید سیمان و آهک و گچ (کد ۲۶۹۴) با ناکارایی زیست‌محیطی بالاتر از ۹۰ درصد دارای بیشترین مقدار ناکارایی زیست‌محیطی در بین صنایع منتخب هستند.

### ۳-۳- نحوه سنجش کشش قیمتی تقاضا

در بیشتر مطالعات انجام شده، کشش تقاضا برای همه صنایع یکسان و یا مساوی یک در نظر گرفته شده است. وقتی کشش معادل واحد در نظر گرفته شود (روش هاربرگر) به معنای این است که درآمد نهایی برابر صفر است؛ و این به نوبه خود باعث تورش‌دار شدن هزینه رفاهی می‌شود. در ادامه به چگونگی محاسبه کشش در شاخص لیبن‌اشتاین می‌پردازیم. انتظار بر آن است که در ساختار بازارهای انحصاری، انحصار چند جانبه و رقابت انحصاری، بنگاه در راستای اعمال قدرت بازاری، قیمتی بالاتر از هزینه نهایی تولید (MC) دریافت کند. این وضعیت در شکل (۳) رسم شده است (خداداد کاشی، ۱۳۸۰).

شکل (۳): شکاف بین قیمت و هزینه نهایی (MC)



منبع: خداد کاشی، ۱۳۹۱

اگر تابع سود بنگاه را به صورت رابطه (۱۹) در نظر بگیریم و بنگاه از الگوی کورنو در حداکثرسازی سود استفاده نماید خواهیم داشت:

$$\pi_i = p_G(q_i + Q_{-i})Q_i - TC_i \quad (19)$$

که در این رابطه  $\pi_i$  سود بنگاه  $i$ ،  $P_G$  قیمت هر واحد کالای تولید شده به وسیله بنگاه  $i$ ،  $q_i$  مقدار تولید شده به وسیله بنگاه  $i$ ،  $Q_{-i}$  مقدار تولید شده به وسیله تمامی بنگاه‌های فعال در بازار (به جز بنگاه  $i$ )،  $Q$  کل مقدار تولید شده در بازار و  $TC_i$  کل هزینه‌های بنگاه  $i$  است. از آنجا که فرض بر آن است که تمامی بنگاه‌ها دارای ساختار هزینه‌ای یکسانی هستند، می‌توان اندیس  $i$  را حذف نمود و با حداکثرسازی تابع سود، به وسیله برقراری شرط  $MC = MR$  برای  $n$  بنگاه، به رابطه (۲۰) دست یافت.

$$p_G(Q) + Qp'_G(Q) \frac{q}{Q} = MC_G \quad (20)$$

با توجه به رابطه فوق می‌توان به شاخص لرنر به صورت رابطه (۲۱) که در سال ۱۹۳۴ ارائه شده دست یافت.

$$L_H = \frac{P_G - MC_G}{P_G} = \frac{S}{\eta} \quad (21)$$

در رابطه فوق  $L_H$  شاخص لرنر،  $MC_G$  هزینه نهایی تولید کالا،  $S$  سهم بازاری بنگاه و  $\eta$  کشش قیمتی تقاضا که برابر  $\eta = -\frac{\partial Q}{\partial P} \times \frac{P}{Q}$  است. از آنجا که ساختار هزینه و ساختار سهم

بازاری همه بنگاه‌ها یکسان فرض شده  $\left(S_i = \frac{1}{n}\right)$  می‌توان نشان داد که شاخص هرفیندال (H) به صورت رابطه (۲۲) برابر  $S$  خواهد بود.

$$H = \sum_{i=1}^n S_i^2 = \frac{n}{n^2} = \frac{1}{n} = S \quad (22)$$

با استفاده از روابط (۲۱) و (۲۲) شاخص لرنر به صورت رابطه (۲۳) بازنویسی می‌شود.

$$L_H = \frac{H}{\eta} = \frac{P_G - MC_G}{P_G} \quad (23)$$

در نهایت کشش قیمتی تقاضا با استفاده از رابطه (۲۴) مورد محاسبه قرار گرفته و نتایج آن در جدول (۸) درج شده است.

$$\eta = \frac{1}{\left(\frac{p - MC}{P}\right)} H = \frac{1}{\left(\frac{p - MC}{P}\right)} \left(\sum S_i^2\right) \quad (24)$$

جدول (۸): مقادیر کشش‌های قیمتی تقاضای صنایع منتخب

کد چهار رقمی ISIC	نام صنعت	شاخص هرفیندال - هیرشمن (HHI)	قدر مطلق کشش صنعت ( $\eta$ )
۲۶۹۱	تولید کالای سرامیکی غیرنسوز غیرساختمانی	0/0405	0/1462
۲۶۹۲	تولید کالای سرامیکی نسوز - عایق حرارت	0/1628	0/3735
۲۶۹۴	تولید سیمان آهک گچ	0/0296	0/0434
۲۶۹۵	تولید محصولات ساخته شده از بتن و سیمان و گچ	0/0103	0/0368
۲۶۹۶	بریدن و شکل دادن و تکمیل سنگ	0/0061	0/0177
۲۶۹۷	تولید آجر	0/0033	0/0059
۲۶۹۸	تولید محصولات گلی و سرامیکی غیرنسوز ساختمانی	0/0258	0/0679
۲۶۹۹	تولید سایر محصولات کانی غیرفلزی طبقه‌بندی نشده (تولید آسفالت)	0/0084	0/0235
۲۷۱۰	تولید محصولات اولیه آهن و فولاد	0/1147	0/4278
۲۷۲۱	تولید محصولات اساسی مس	0/5195	1/2024
۲۷۲۲	تولید محصولات اساسی آلومینیومی	0/1959	0/7622
۲۷۲۳	تولید فلزات گران‌بها و سایر محصولات اساسی - به جز آهن و فولاد و مس و آلومینیوم	0/0759	0/3231
۲۷۳۱	ریخته‌گری آهن و فولاد	0/0622	0/2814
۲۷۳۲	ریخته‌گری فلزات غیرآهنی	0/2837	1/377

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول (۸) درج شده است، صنایع به ترتیب ریخته‌گری فلزات غیرآهنی (کد ۲۷۳۲) با کشش قیمتی تقاضای ۱/۳۷۷ و تولید محصولات اساسی مسی (کد ۲۷۲۱) با کشش قیمتی تقاضای ۱/۲۰ با کشش‌ترین و صنایع تولید آجر (کد ۲۶۹۷) با کشش قیمتی تقاضای ۰/۰۵۹ و بریدن و شکل دادن سنگ (کد ۲۶۹۶) با کشش قیمتی تقاضای ۰/۰۱۷ بی‌کشش‌ترین صنایع، از میان صنایع منتخب، یعنی صنایع انرژی‌بر کشور هستند.

### نتیجه گیری

پس از برآورد متغیرهای مورد نیاز، با استفاده از رابطه (۱۳)، هزینه‌های رفاهی اجتماعی ناشی از آلودگی زیست‌محیطی صنایع انرژی بر کشور، به روش لیبین‌اشتاین محاسبه شده و نتایج آن در جدول (۹) درج گردید. این جدول نشان می‌دهد که هزینه‌های رفاهی اجتماعی ناشی از مثلث رفاه و رانت اقتصادی نسبت به هزینه‌های ناشی از ناکارآمدی زیست‌محیطی  $x$  مقدار ناچیزی بوده و بخش کوچکی از هزینه‌های رفاهی محاسبه شده توسط روش لیبین‌اشتاین را در بر می‌گیرند. با توجه به نتایج به دست آمده، می‌توان گفت که صنایع به ترتیب ریخته‌گری فلزات غیر آهنی (کد ۲۷۳۲) و تولید محصولات آلومینیومی (کد ۲۷۲۲) و مسی (کد ۲۷۲۱) با داشتن هزینه‌های رفاهی ۹۶۲۳ و ۱۲۸۳۱۶ و ۱۶۰۹۷۸۱ میلیون ریال، کمترین هزینه‌های رفاهی اجتماعی ناشی از آلودگی را نسبت به ارزش تولیدشان (کمتر از ده درصد از ارزش تولید) دارند و علت این امر کارآمدی زیست‌محیطی صنایع یاد شده است. اما اگر ما هزینه‌های ناشی از مثلث رفاه را به عنوان شاخص در نظر بگیریم، آنگاه هزینه‌های ناشی از رانت صنایع بریدن و شکل دادن سنگ (کد ۲۶۹۶) و تولید آجر (۲۶۹۷) از باقی صنایع مورد مطالعه پایین‌تر خواهد بود. علاوه بر آنچه گفته شد، به ترتیب صنایع تولید سیمان، آهک و گچ (کد ۲۶۹۴) و تولید آجر (کد ۲۶۹۷) و تولید کالای سرامیکی غیرنسوز غیرساختمانی (کد ۲۶۹۱) و تولید آسفالت (کد ۲۶۹۹) با داشتن هزینه‌ای حدود ۵۰/۷، ۴۹/۹۸، ۴۴/۵۷ و ۴۲/۸۶ درصد از ارزش تولیدشان، دارای بیشترین هزینه رفاهی اجتماعی ناشی از آلودگی زیست‌محیطی و رانت اقتصادی هستند.

جدول (۹): هزینه‌های رفاهی اجتماعی ناشی از آلودگی زیست‌محیطی و مثلث رفاه صنایع منتخب

کد چهار رقمی SIC	هزینه‌های رفاهی روش لیبین‌اشتاین زیست محیطی (میلیون ریال)	هزینه‌های رفاهی ناشی از ناکارایی زیست محیطی X (میلیون ریال)	هزینه‌های ناشی از مثلث رفاه یا رانت اقتصادی (میلیون ریال)	درصد هزینه‌های رفاهی از ارزش تولید به روش لیبین‌اشتاین زیست محیطی	درصد هزینه‌های رفاهی از ارزش تولید مثلث رفاه از ارزش تولید
2691	843134	775739	11508	44/57	0/0061
2692	289131	248593	7805	28/89	0/0078
2694	8251034	7885731	100368	50/70	0/0062
2695	839957	819526	9752	13/51	0/0016
2696	387783	384463	1061	19/13	0/0005
2697	1415785	1408769	1475	49/98	0/0005
2698	3076478	2934062	35840	37/41	0/0044
2699	2091671	2059796	5779	42/86	0/0012
2710	37845405	29755504	2476615	31/91	0/0209
2721	1609781	0	1609781	7/35	0/0735
2722	128316	0	128316	1/36	0/0136
2723	870573	697248	78716	20/22	0/0183
2731	651963	550796	47413	15/02	0/0109
2732	9623	0	9623	1/03	0/0103

منبع: یافته‌های تحقیق

در مجموع می‌توان گفت که در طول تاریخ، رشد اقتصادی همواره با استخراج و مصرف روزافزون منابع طبیعی و تخریب محیط زیست همراه بوده و ثابت شده است که الگوهای رشد و توسعه صنعتی که در آن‌ها ملاحظات زیست‌محیطی در نظر گرفته نشده است، الگوهای ناپایداری هستند. پیامدهای این توسعه ناپایدار، نابودی منابع زیست‌محیطی و تغییر اقلیم و در نتیجه تغییر کلیه ابعاد زندگی جوامع انسانی است. از این رو دستیابی به مفهوم توسعه پایدار در تلاقی سه حیطه اقتصاد، انرژی و محیط زیست، در گرو تغییر نحوه نگرش برنامه‌ریزان بخش انرژی کشور در حوزه محیط زیست خواهد بود. در این راستا انتظار می‌رود که با توجه به هزینه‌های بالای رفاهی اجتماعی زیست‌محیطی صنایع آلاینده تمهیدات زیر مورد توجه مدیران و برنامه‌ریزان قرار گیرد. از این رو پیشنهادهای سیاستی زیر ارائه می‌گردد: ۱- با استفاده از ابزارهای تنبیهی و تشویقی مانند وضع مالیات به تولید صنایع آلاینده و اختصاص یارانه در جهت تغییر هر چه سریع‌تر فن‌آوری‌های آلاینده به فن‌آوری‌های پاک، می‌توان در جهت کاهش اختلاف بین هزینه‌های خصوصی و اجتماعی گام برداشت. ۲- با ایجاد مراجعی تخصصی برای شناسایی دقیق مقادیر و هزینه‌ها و آسیب‌دیدگان تولید انواع آلاینده‌ها، می‌توان در راستای درونی‌سازی آثار جانبی و در نتیجه تخصیص بهینه و کارآمد منابع طبیعی و محیط زیستی عمل کرد.

## منابع

### الف - فارسی

۱. خداداد کاشی، فرهاد؛ *اقتصاد صنعتی (نظریه و کاربرد)*، تهران، سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها (سمت)، چاپ سوم، ۱۳۹۱.
۲. \_\_\_\_\_؛ «برآورد هزینه‌های اجتماعی انحصار در بخش صنعت ایران»، فصلنامه پژوهش‌نامه بازرگانی، ۱۳۸۰، شماره ۲۱.
۳. دریجانی، علی؛ *برآورد کارایی زیست‌محیطی با استفاده از تحلیل مرز تصادفی (مطالعه موردی کشتارگاه‌های دام استان تهران)*، مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۳۸۴، شماره ۵۱.
۴. شفیعی، افسانه؛ تشکینی، احمد؛ «اندازه‌گیری هزینه‌های رفاهی عملکرد در صنعت بانکداری ایران: رویکرد ناکارایی تخصیصی و ناکارایی X»، فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۱۳۸۹، شماره ۱.
۵. شهیکی‌تاش، محمد نبی؛ فیوضی اختیاری، نسیم؛ «برآورد هزینه رفاهی ناشی از انحصار مؤثر در صنعت بیمه ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۳۸۸، شماره ۳۸.

۶. قربانی، محمد؛ دریجانی، علی؛ کوچکی، علیرضا؛ مطلبی، مرضیه؛ «برآورد هزینه‌های زیست-محیطی انتشار گازهای گلخانه‌ای در گاو‌داری‌های شیری مشهد». مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال هفدهم، ۱۳۸۸، شماره ۶۶.

#### ب- لاتین

7. Alessandro, M; 2011, "**Environment and economic efficiency: an analysis of some polluting Italian industries**", Institute for Economic Research on Firms and Growth-Moncalieri (TO).
8. Banker, R. D; A. Charnes, et al; 1984, "**Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis**", Management science 30(9), 1078-1092.
9. Chambers, R. G., Y. Chung, et al; 1998, Profit, "**directional distance functions, and Nerlovian efficiency**", Journal of Optimization Theory and Applications 98(2), 351-364.
10. Charnes, A; W. W. Cooper, et al; 1985, "**Foundations of data envelopment analysis for Pareto-Koopmans efficient empirical production functions**", Journal of Econometrics 30(1), 91-107.
11. Chung, Y. H; R. Färe, et al; 1997, "**Productivity and undesirable outputs: a directional distance function approach**", Journal of Environmental Management 51(3), 229-240.
12. Coelli, T. J; D. S. P. Rao, et al; 2005, *An introduction to efficiency and productivity analysis*, Springer.
13. Comanor, W. S; H. Leibenstein; 1969, "**Allocative efficiency**", X-efficiency and the measurement of welfare losses, *Economica* 36(143), 304-309.
14. Cooper, W. W., L. M. Seiford, et al; 2007, "**Data envelopment analysis: a comprehensive text with models, applications, references and DEA-solver software**", Springer Science & Business Media.
15. Cumberland, J. H; 1996, "**A Regional Inter-industry Model for Analysis of Development Objectives**", Papers of the Regional Science Association 17, 65-95.
16. Diewert, W. E; 1974, *Applications of duality theory*.
17. Färe, R; D. Primont; 1995, "**Multi-output production and duality: theory and applications**", Kluwer Academic Pub.
18. Färe, R; S. Grosskopf; 2000, "**Theory and application of directional distance functions**", Journal of productivity analysis 13(2), 93-103.
19. \_\_\_\_\_; 2009, "**A comment on weak disposability in nonparametric production analysis**", *American Journal of Agricultural Economics* 91(2), 535-538.
20. \_\_\_\_\_; 2005, "**New directions: efficiency and productivity**", Springer Science & Business Media.
21. Färe, R; S. Grosskopf, et al; 2005, "**Characteristics of a polluting technology: theory and practice**", *Journal of Econometrics* 126(2), 469-492.
22. \_\_\_\_\_; 2006, "**Shadow prices and pollution costs**", in US agriculture. *Ecological economics* 56(1), 89-103.
23. Hailu, A. and T. S. Veeman; 2001, "**Non-parametric productivity analysis with undesirable outputs: an application to the Canadian pulp and paper industry**", *American Journal of Agricultural Economics* 83(3), 605-616.

24. Halkos, G. E. and N. G. Tzeremes; 2012, "**A conditional directional distance function approach for measuring regional environmental efficiency: Evidence from UK regions**", European Journal of Operational Research.
25. Harberger, A. C; 1954, "**Monopoly and resource allocation**", The American economic review 44(2), 77-87.
26. Hill, M; 1999, "**Green tax reform in Sweden: The second dividend and the cost of tax exemptions**", The Royal Swedish Academy of Sciences, Stockholm.Beijer Institute of Ecological Economics, Discussion Paper, 119: 43.
27. Kwon, O. S., W.-C. Yun, et al; 2005, "**Market value for thermal energy of cogeneration: using shadow price estimation applied to cogeneration systems in Korea**", Energy policy 33(14), 1789-1795.
28. Leibenstein, H; 1966, "**Allocative efficiency vs. X-efficiency**", The American economic review 56(3), 392-415.
29. \_\_\_\_\_; 1973, "**Competition and X-efficiency: Reply**", The Journal of Political Economy 81(3), 765-777.
30. \_\_\_\_\_; 1989, "**Organizational economics and institutions as missing elements**" in economic development analysis, World Development 17(9), 1361-1373.
31. Leibenstein, H. and S. Maital; 1994, "**The organizational foundations of X-inefficiency: A game-theoretic interpretation of Argyris' model of organizational learning**", Journal of Economic Behavior & Organization 23(3), 251-268.
32. Murty, M. N., S. Kumar, et al; 2006, "**Environmental regulation, productive efficiency and cost of pollution abatement: a case study of the sugar industry in India**", Journal of Environmental Management 79(1), 1-9.
33. Neal, P; 2004, "**X-Efficiency and Productivity Change**" in Australian Banking, Australian Economic Papers 43(2), 174-191.
34. Roger, P., M. Yue, et al; 2003, "**Natural resource and environmental economics**", Pearson Education Limited.
35. Shelton, J. P; 1967, "**Allocative Efficiency vs."X-Efficiency": Comment**", The American economic review 57(5), 1252-1258.
36. Shephard, R; 1970, *Theory of cost and production functions*, Princeton University Press, Princeton NJ.
37. Stier, J. C; 1985, "**Implications of factor substitution, economies of scale, and technological change for the cost of production in the United States pulp and paper industry**", Forest science 31(4), 803-812.
38. Team, R. C. R; 2008, "**A language and environment for statistical computing**", R Foundation Statistical Computing.
39. Yoon, S; 2004, "**Welfare losses due to monopoly: Korea's case**", Journal of Policy Modeling 26(8-9), 945-957.
40. Zellner, A; 1962, "**An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias**", Journal of the American statistical Association 57(298), 348-368.

# تورم، نااطمینانی تورمی و پراکندگی قیمت‌های نسبی در ایران

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۹/۲۵

تاریخ تأیید: ۹۳/۰۲/۱۳

بیژن صفوی<sup>۱</sup>

استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد واحد تهران جنوب

مهسان محمد علیزاده<sup>۲</sup>

کارشناس ارشد علوم اقتصادی

## چکیده

در مقاله حاضر با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به بررسی رابطه تورم و نااطمینانی تورمی با پراکندگی قیمت‌های نسبی در ایران با استفاده از اطلاعات ماهانه طی دوره ۱۳۷۰-۱۳۹۱ می‌پردازیم. در این راستا از تکنیک GARCH به منظور مدل‌سازی و محاسبه متغیر نااطمینانی تورمی استفاده شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهند که افزایش نااطمینانی تورمی باعث افزایش پراکندگی قیمت‌های نسبی می‌شود. همچنین تورم غیرمنتظره فارغ از مثبت و منفی بودن، پراکندگی قیمت‌های نسبی را به مقدار قابل توجهی افزایش می‌دهد ولی تجزیه تورم غیرمنتظره به دو جزء مثبت و منفی و در نظر گرفتن آن‌ها در معادله نشان داد که هر دو جزء در سطح بالایی معنادار می‌باشند و نمی‌توان برای تورم غیرمنتظره مثبت و منفی اثر متقارن در نظر گرفت. بنگاه‌ها در برابر تورم غیرمنتظره مثبت قیمت‌های خود را به تناوب در پاسخ به شوک‌های تورمی تغییر می‌دهند و در نتیجه قیمت‌ها جهت رسیدن به تعادل به شدت نوسان می‌یابند، از این رو تورم غیرمنتظره مثبت باعث افزایش پراکندگی قیمت‌های نسبی می‌شود. از طرف دیگر، بنگاه‌ها در برابر تورم غیرمنتظره منفی انگیزه‌ای برای تغییر قیمت کالاها ندارند، از این رو تورم غیرمنتظره منفی پراکندگی قیمت‌های نسبی را کاهش می‌دهد. همچنین طبق نتایج به دست آمده ضرایب متغیر تورم از نظر آماری در سطح بالایی معنادار می‌باشند و این بدان معناست که این متغیر، پراکندگی قیمت‌های نسبی را به طور قابل توجهی افزایش می‌دهد.

واژگان کلیدی: تورم، نااطمینانی تورمی، پراکندگی قیمت‌های نسبی، مدل واریانس ناهمسانی شرطی

خودرگرسیو تعمیم‌یافته، روش حداقل مربعات معمولی

طبقه‌بندی موضوعی: B22, E31, E60

## مقدمه

تورم<sup>۳</sup> یکی از پدیده‌های مضر در اقتصاد است که اکثر کشورهای جهان به خصوص

1. Email: bijan.safavi@gmail.com

2. Email: m.alizadeh1390@yahoo.com

3. Inflation

«نویسنده مسئول»

کشورهای در حال توسعه در مقطعی با آن دست به گریبان بوده‌اند. تورم در ایران نیز که ریشه در سال‌های اولیه دهه ۱۳۵۰ دارد، در سال‌های اخیر با نرخ فزاینده‌ای رو به افزایش بوده و به تدریج به یکی از مهم‌ترین معضلات اقتصادی کشور مبدل شده است.

یکی از مهم‌ترین آثار زیانبار تورم، ایجاد نااطمینانی تورمی<sup>۱</sup> ناشی از آن است. عدم اطمینان در مورد سطح تورم آینده بر روی تصمیمات عاملین اقتصادی تأثیرگذار بوده و تصمیمات مربوط به پس‌انداز، مصرف، سرمایه‌گذاری و ... آن‌ها را با انحراف مواجه می‌سازد. نااطمینانی تورمی را به طور کامل نمی‌توان از بین برد ولی این امکان وجود دارد که هزینه‌های ناشی از نااطمینانی تورمی را بتوان از طریق اجرای سیاست‌های تثبیت قیمت حداقل کرد.

در مطالعات تجربی اخیر سعی بر این بوده است که نااطمینانی تورمی و یا پراکندگی قیمت‌ها نماینده‌ای باشند که وضعیت بی‌ثباتی کلان اقتصادی را نشان می‌دهند. در این مقاله به منظور یافتن جانشینی مناسب برای نااطمینانی تورمی، از مدل‌سازی واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم‌یافته (GARCH)<sup>۲</sup> برای سری تورم استفاده شده است. همچنین مجموع مجذور انحراف تورم اجزا از تورم کل، شاخصی برای پراکندگی یا انتشار نسبی قیمت‌ها<sup>۳</sup> به دست می‌دهد که به نوعی شاخص بی‌ثباتی اقتصادی می‌باشد.

از این رو با توجه به مطالب ذکر شده، در این مقاله ابتدا معیاری مناسب برای نااطمینانی تورمی و پراکندگی قیمت‌های نسبی معرفی می‌شود، سپس این موضوع مورد آزمون قرار می‌گیرد که آیا با افزایش تورم و نااطمینانی تورمی، پراکندگی قیمت‌های نسبی نیز افزایش می‌یابد؟

## مروری بر ادبیات موضوع

تورم وضعیتی است که سطح عمومی قیمت‌ها، به طور مداوم و به مرور زمان افزایش می‌یابد. نکته حائز اهمیت در تعریف تورم عنصر زمان و تداوم افزایش سطح عمومی قیمت‌هاست. بدین معنا که قیمت‌ها باید به صورت مداوم در طی زمان افزایش داشته باشند.

نااطمینانی به شرایطی اطلاق می‌شود که در آن شرایط، پیشامدهای ممکن که در آینده به وقوع می‌پیوندد قابل شناسایی نباشند و یا اگر این پیشامدها قابل شناسایی باشند احتمال‌های مربوط به وقوع این پیشامدها قابل دسترسی نباشند و اگر هر یک از این موارد واقع شود فضای نااطمینانی در تصمیم‌گیری‌ها شکل می‌گیرد.

---

1. Inflationary Uncertainty

2. Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity

3. Relative Price Dispersion

نااطمینانی در مورد تورم در آینده منجر به انحراف تصمیمات مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان در زمینه پس‌انداز، مصرف و سرمایه‌گذاری می‌شود. این انحرافات، اثرات نامناسبی بر کارایی تخصیص منابع و سطح فعالیت واقعی اقتصاد خواهد گذاشت. وجود نااطمینانی تورم، هزینه‌های عاملان اقتصادی را دوچندان می‌کند، زیرا بخشی از منابع آن‌ها صرف پیش‌بینی تورم آتی در شرایط وجود نااطمینانی در بازار خواهد شد و در واقع سود یا زیان بنگاه‌های تولیدی و خدماتی را تحت تأثیر قرار خواهد داد (پیرایی و دادور، ۱۳۹۰).

گالوب<sup>۱</sup> معتقد است، نااطمینانی تورمی یکی از مهم‌ترین هزینه‌های تورم محسوب می‌شود و نااطمینانی تورمی همانند ابری بر تصمیمات عاملین اقتصادی سایه افکنده و رفاه آن‌ها را کاهش می‌دهد، زیرا آن‌ها در شرایط اطمینان می‌توانند بهتر تصمیم‌گیری نمایند.

از این رو به دلیل وجود همین رابطه بین نااطمینانی تورمی با فعالیت‌های حقیقی اقتصادی به اهمیت و ضرورت تحلیل این متغیر و بررسی تأثیر آن بر متغیرهای دیگر پی می‌بریم.

دو منبع عمده وجود دارد که باعث به وجود آمدن نااطمینانی تورمی می‌شود. این منابع به ترتیب یکی به ناهمسانی واریانس جملات اخلاص و دیگری به تغییرات ناشناخته و ناخواسته در نوع رژیم تورمی مربوط می‌شود. ناهمسانی واریانس‌های جملات اخلاص تأثیر شوک‌های وارد بر مدل‌ها و فرآیندهای تورمی را در خود دارد. به عبارت دیگر می‌توان گفت که نماینده شوک‌های وارد بر روند تورمی است. این تأثیرها و شوک‌ها با استفاده از واریانس شرطی تورمی قابل اندازه‌گیری است. منبع دوم که از آن به عنوان تغییر در نوع رژیم تورمی، نااطمینانی بلندمدت و یا تغییر ضرایب مدل رگرسیونی فرآیند تورم نیز یاد می‌شود، حاصل تغییرات در رفتار بخش خصوصی، سیاست‌های اقتصادی و یا رفتار نهادها و سازمان‌های دولتی است که موجب تغییرات بنیادی و تغییر در ضرایب مدل رگرسیون فرآیند تورم می‌شود. طبق فرض انتظارات عقلایی وقتی که ساختار اقتصادی امکان تغییر داشته باشد، ضرایب موجود در مدل‌های رگرسیونی نیز نسبت به زمان متغیر خواهند بود. عاملین اقتصادی<sup>۲</sup> در مورد تغییرات رژیم‌های سیاستی یاد خواهند گرفت و مطابق اطلاعات جدیدشان اگر تغییر و انتقال در سیاست‌ها وجود داشته باشد رفتارها و تصمیمات خودشان را طبق همین اطلاعات جدید پایه‌ریزی خواهند کرد (فرزین‌وش و عباسی، ۱۳۸۴).

---

1. Golob

2. Economic Agents

تورم اغلب به عنوان مقیاسی برای بیان وضعیت کلی کلان اقتصادی می‌تواند در نظر گرفته شود، از طرفی نوسانات و انحراف اجزای غیرقابل پیش‌بینی آن می‌تواند به عنوان شاخص بی‌ثباتی و نااطمینانی وضعیت کلان اقتصاد مدنظر قرار گیرد. روش‌هایی که به طور گسترده برای کمی کردن وضعیت بی‌ثباتی کلان اقتصادی و تقریب آن مورد استفاده قرار می‌گیرد، در نهایت منجر به یافتن مقیاسی برای اندازه‌گیری نااطمینانی تورمی و جایگزینی آن به عنوان متغیر توصیف‌کننده وضعیت بی‌ثبات کلان اقتصادی است. با توجه به آنچه ذکر شد، نااطمینانی تورمی به عنوان واریانس خطای پیش‌بینی تورم تعریف شده و با الگوهای اقتصادسنجی برآورد می‌گردد (کرباسی و پیری، ۱۳۸۷). بنابراین واریانس خطای پیش‌بینی تورم را می‌توان به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری نااطمینانی تورمی در نظر گرفت. برای محاسبه واریانس خطای پیش‌بینی تورم دو رویکرد عمده وجود دارد.

یکی شاخص‌هایی که از طریق تحقیقات میدانی به دست می‌آیند مانند شاخص لیوینگستون<sup>۱</sup>. این شاخص به این صورت به دست می‌آید که افراد پیش‌بینی‌های مختلفی در مورد تورم انجام می‌دهند و از این پیش‌بینی‌ها برای سنجش میزان تورم و در نهایت به دست آوردن میزان نااطمینانی تورمی استفاده می‌شود.

واچتل و کارلسون<sup>۲</sup> (۱۹۷۷) و همچنین کیوکرمین و واچتل<sup>۳</sup> (۱۹۷۹) واریانس پیش‌بینی تورم را به عنوان معیاری برای نااطمینانی در نظر گرفته‌اند، این واریانس از مدل انتظارات تورمی که برحسب شاخص لیوینگستون مورد برآورد قرار گرفته به دست آمده است.

روش دوم استفاده از روش‌های آماری و اقتصادسنجی برای به دست آوردن جانشین مناسبی برای متغیر نااطمینانی تورمی می‌باشد، به این صورت که به مدل‌سازی معادله پیش‌بینی‌کننده تورم پرداخته و سپس از باقیمانده‌های این معادله برای مدل‌سازی واریانس خطاهای پیش‌بینی تورم استفاده می‌شود. مهم‌ترین موضوع در این روش، انتخاب مدلی مناسب برای پیش‌بینی تورم است.

اوکان<sup>۴</sup> (۱۹۷۱) اولین محققى بود که ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی را مورد بررسی قرار داده است، وی در تحقیقات خود نوسانات تورمی را به عنوان جانشین نااطمینانی تورمی در

---

1. Livingston  
2. Wachtel & Carlson  
3. Cukierman & Wachtel  
4. Okun

نظر گرفته است. در پژوهش‌های نخستین از تغییرات غیرشرطی برای محاسبه ناطمینانی تورمی استفاده می‌شده است. به عنوان نمونه فیشر (۱۹۸۱) انحراف معیار متحرک تورم را به عنوان شاخص ناطمینانی تورمی استفاده کرده است. در سال ۱۹۸۲ با ارائه مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو (ARCH) توسط انگل<sup>۱</sup> و بعد از آن در سال ۱۹۸۶ با معرفی مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم‌یافته (GARCH) توسط بولرسلف<sup>۲</sup> شاخص مناسبی برای ناطمینانی تورمی به دست آمد.

فریدمن<sup>۳</sup> (۱۹۷۷) در سخنرانی خود برای دریافت جایزه نوبل استدلال می‌کند که نرخ تورم بالاتر منجر به ناطمینانی بیشتر تورم می‌شود. وی همچنین معتقد است که پراکندگی قیمت‌های نسبی به طور مستقیم از طریق تورم سبب تخصیص نامطلوب منابع شده و رفاه جامعه را کاهش می‌دهد.

کیوکرم و ملترز<sup>۴</sup> (۱۹۸۶) معتقدند که ناطمینانی تورمی علت تورم است و معلول آن نیست، یعنی با افزایش (کاهش) ناطمینانی تورمی، تورم در جامعه افزایش (کاهش) می‌یابد. بر اساس این دیدگاه وقتی که ناطمینانی تورمی در سطح بالایی قرار دارد، سیاستمداران می‌دانند که فعالیت‌های اقتصادی کاهش می‌یابد، لذا اعمال سیاست‌های انبساطی را در پیش می‌گیرند. در نتیجه اعمال سیاست‌های انبساطی، سطح عمومی قیمت‌ها افزایش پیدا می‌کند و به این ترتیب، ناطمینانی تورمی علت تورم در جامعه می‌شود.

بال<sup>۵</sup> (۱۹۹۲) معتقد است که اگر تورم جاری پایین باشد، بنگاه‌ها بر این تصورند که مقامات پولی هدف دستیابی به نرخ‌های تورم پایین را دارند، بنابراین ناطمینانی تورمی در سطح پایینی خواهد بود. حال اگر یک شوک غیرمنتظره نرخ تورم را افزایش دهد یک حالت ناطمینانی در ارتباط با سیاست پولی آتی به وجود می‌آید که سبب افزایش ناطمینانی تورمی در نرخ‌های بالاتر می‌گردد. هلند<sup>۶</sup> (۱۹۹۳) برخلاف بال حالتی را در نظر می‌گیرد که بنگاه‌ها در مورد سطوح قیمت ناشی از یک تغییر مشخص در حجم پول، ناطمینان هستند. ناطمینانی تورمی در مدل وی به واریانس شوک‌های پولی و غیرپولی وابسته است. این حالت منجر می‌شود که ناطمینانی تورمی در نرخ‌های تورم انتظاری بالاتر افزایش یابد.

- 
1. Engle
  2. Bollerslev
  3. Friedman
  4. Cukierman & Meltzer
  5. Ball
  6. Holland

گریب و پری<sup>۱</sup> (۱۹۹۶) با استفاده از داده‌های ماهانه شاخص قیمت تولیدکننده امریکا یک شاخص پراکندگی قیمت نسبی غیر وزنی به دست آوردند و با استفاده از مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم‌یافته (GARCH) ناطمینانی تورمی را برآورد کرده‌اند. آن‌ها اثر ناطمینانی تورمی را بر روی پراکندگی قیمت‌های نسبی در سیستم تک معادله بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که ناطمینانی تورمی تأثیر معناداری بر پراکندگی قیمت‌های نسبی دارد. همچنین گریب و پری (۱۹۹۸) روابط بین تورم و ناطمینانی تورمی را در کشورهای گروه هفت طی سال‌های ۱۹۹۳-۱۹۱۸ بررسی نموده‌اند. آن‌ها با استفاده از تکنیک GARCH ناطمینانی تورمی را برآورد کرده‌اند و به کمک آزمون گرنجر به بررسی علیت بین تورم و ناطمینانی تورمی پرداخته‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که تورم تأثیر مثبت و معناداری بر ناطمینانی تورمی دارد، اما افزایش ناطمینانی تورمی تأثیر منفی بر تورم دارد. وایتک<sup>۲</sup> (۲۰۰۲) با استفاده از داده‌های ماهانه شاخص قیمت تولید صنعتی کانادا به این نتیجه رسید که با افزایش تورم و ناطمینانی تورمی، پراکندگی قیمت‌های نسبی نیز افزایش می‌یابد.

تشکینی (۱۳۸۴) با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۳۸۳ به بررسی رابطه بین تورم و ناطمینانی تورمی در اقتصاد ایران پرداخته است. به منظور یافتن جانشینی مناسب برای ناطمینانی تورمی از مدل GARCH (1,1) استفاده نمود و از طریق آزمون علیت گرنجر نشان داد که افزایش تورم منجر به ناطمینانی تورمی خواهد شد ولی رابطه معکوس صادق نیست.

فرزین‌وش و عباسی (۱۳۸۴) ناطمینانی تورمی کوتاه‌مدت را از طریق مدل‌های GARCH و ناطمینانی تورمی بلندمدت را از طریق مدل حالت - فضا محاسبه کرده‌اند. آن‌ها به این نتیجه رسیده‌اند که رابطه بین تورم و ناطمینانی تورمی در ایران در کوتاه‌مدت رابطه مثبت بوده اما در بلندمدت هیچ رابطه‌ای با هم ندارند. همچنین در کوتاه‌مدت شوک‌های تورمی منفی کمتر از شوک‌های تورمی مثبت بر روی ناطمینانی تأثیر داشته است، یعنی حالت عدم تقارن را به دست آورده‌اند.

ابراهیمی و سوری (۱۳۸۵) با استفاده از مدل‌های GARCH به برآورد ناطمینانی تورمی پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره ۱۳۴۷-۱۳۸۳ نشان داده‌اند که ناطمینانی تورمی طی این دوره وجود داشته است، همچنین به رابطه دوطرفه‌ای بین تورم و

---

1. Grier & Perry  
2. Vitek

نااطمینانی تورمی رسیده‌اند و در نهایت دریافته‌اند که بازخوردی بین تورم و نااطمینانی تورمی وجود دارد که طبق آن افزایش تورم با تأخیر یک دوره‌ای به افزایش تورم و با تأخیر دو دوره‌ای موجب افزایش نااطمینانی تورمی می‌شود و از طرف دیگر نیز نااطمینانی تورمی به تورم بالاتر و نااطمینانی بالاتر می‌انجامد.

محمدی و طالبلو (۱۳۸۶) با استفاده از داده‌های ماهانه دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۳۸۳ به این نتیجه رسیدند که اثرات نامتقارن در شوک‌های تورمی وجود دارد و واکنش تورم در مواجهه با شوک‌های منفی و مثبت به یک اندازه نیست و با استفاده از آزمون علیت گرنجر این نتیجه را اثبات نمودند که جهت علیت دو طرفه است، یعنی هم عدم اطمینان بر تورم اثر می‌گذارد و هم تورم باعث عدم اطمینان می‌شود.

قلی بگلو (۱۳۸۷) پس از برآورد الگوی تورم با استفاده از سری زمانی فصلی سال‌های ۱۳۶۰-۱۳۸۵ به روش GARCH به یک رابطه مثبت بین تورم و واریانس شرطی آن به عنوان شاخص نااطمینانی تورمی رسید و نشان داد در طی دوره مورد مطالعه وی با افزایش نااطمینانی تورمی، پراکندگی قیمت‌های نسبی در بخش‌های مختلف اقتصادی نیز افزایش می‌یابد. طبق یافته‌های او تورم غیرمنتظره فارغ از مثبت و منفی بودن پراکندگی قیمت‌های نسبی را در مقایسه با سایر متغیرهای برونزا به مقدار قابل ملاحظه‌ای افزایش می‌دهد ولی در اقتصاد ایران شوک‌های مثبت و منفی تورم اثر مشابهی بر روی انحراف قیمت‌های نسبی در بخش‌های مختلف اقتصادی نداشته و فرضیه اثر متقارن تورم غیرمنتظره مثبت و منفی را مورد تأیید قرار نمی‌دهد.

دهمرد و صفدری و پورشهبابی (۱۳۸۸) با استفاده از مدل‌های GARCH به مدل‌سازی نااطمینانی تورمی در اقتصاد ایران طی دوره فروردین ۱۳۶۹ تا اسفند ۱۳۸۷ پرداخته‌اند و سپس آثار غیرمتقارن و پایدار شوک‌های تورمی بر نااطمینانی تورمی را بررسی نموده‌اند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد که آثار شوک‌ها نامتقارن بوده و شوک‌های قیمتی مثبت بر نااطمینانی تورمی اثر بیشتری نسبت به شوک‌های قیمتی منفی داشته است، البته آثار این شوک‌های قیمتی بر نااطمینانی تورمی دائمی نبوده ولی از درجه پایداری بالایی برخوردار بوده است.

حال با توجه به مطالعات فراوانی که در ارتباط با موضوع تورم و نااطمینانی تورمی صورت گرفته است اهمیت این مقوله در اقتصاد روشن می‌شود، همچنین به این دلیل که تورم در کشور ایران در سال‌های اخیر با نرخ نگران‌کننده‌ای در حال افزایش بوده و به تدریج به مهم‌ترین مشکل اقتصادی کشور تبدیل شده است، در این مقاله نیز سعی شده است به بررسی تأثیری که

تورم، نااطمینانی تورمی و پراکندگی قیمت‌های نسبی در ایران ۱۳۳

تورم و نااطمینانی تورمی بر پراکندگی قیمت‌های نسبی به عنوان نماینده بی‌ثباتی اقتصادی می‌گذارد پرداخته شود، با توجه به نتایج حاصل، اتخاذ سیاست‌هایی در راستای بهبود شرایط اقتصادی کشور از دید کلان ضروری به نظر می‌رسد.

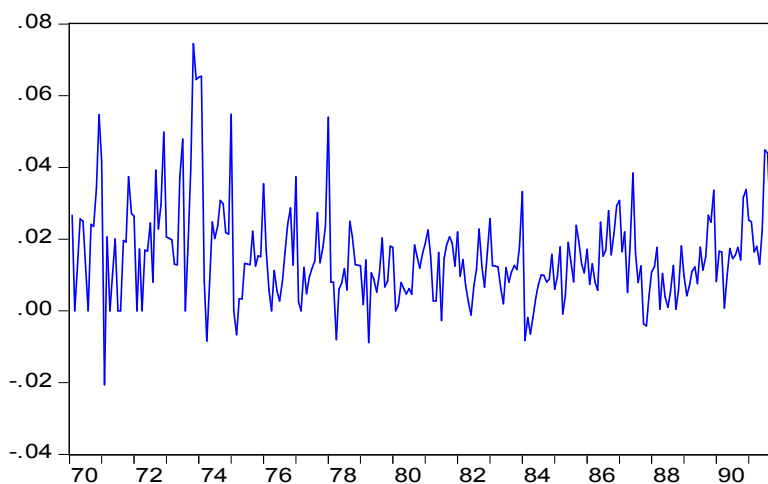
### ۱- روش‌شناسی، تحلیل داده‌ها و معرفی مدل

در این مقاله از داده‌های ماهانه «شاخص قیمت مصرف‌کننده»<sup>۱</sup> (CPI) برای سال پایه ۱۳۸۳ در بازه زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۱ جهت محاسبه نرخ تورم استفاده شده است. نرخ تورم ماهانه با توجه به آمارهای مذکور، با استفاده از فرمول زیر به دست آمده است:

$$INF_t = D(\log(CPI_t))$$

که در آن  $INF_t$ ، تورم در زمان  $t$ ؛  $CPI_t$ ، شاخص قیمت مصرف‌کننده در زمان  $t$  است.

INF



نمودار(۱)- نمودار سری تورم شاخص قیمت مصرف‌کننده

حال در این قسمت نرخ تورم ماهانه شاخص قیمت زیر گروه‌های دوازده‌گانه شاخص قیمت مصرف‌کننده شامل: خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها، دخانیات، پوشاک و کفش، مسکن و آب و برق و گاز و سایر سوخت‌ها، اثاث و لوازم و خدمات مورد استفاده در خانه، بهداشت و درمان، حمل و نقل، ارتباطات، تفریح و امور فرهنگی، تحصیل، رستوران و هتل، کالاها و خدمات متفرقه را از فرمول زیر محاسبه می‌کنیم:

1. Consumer Price Index

$$INF_{it} = D(\log(CPI_{it}))$$

که در آن  $INF_{it}$  تورم زیر گروه  $i$  در زمان  $t$  و  $CPI_{it}$  شاخص قیمت زیر گروه  $i$  در زمان  $t$  است. به منظور تجزیه و تحلیل‌های توصیفی با استفاده از اطلاعات سری زمانی ماهانه دوره ۱۳۷۰-۱۳۹۱ آماره‌های مختلف زیرگروه‌های دوازده‌گانه شاخص قیمت مصرف‌کننده مورد محاسبه قرار گرفته است.

جدول (۱): متوسط تورم در گروه‌های عمده شاخص قیمت مصرف‌کننده در دوره ۱۳۷۰-۱۳۹۱

کالاها و خدمات منفرد	0.014729	0.007178	0.31087	-0.03804	0.031188
رستوران و هتل	0.016894	0.01326	0.081746	-0.01813	0.012998
تحصیل	0.016	0.001369	0.459532	-0.05239	0.048642
تفریح و امور فرهنگی	0.011	0.005427	0.097612	-0.04065	0.019978
ارتباطات	0.009094	0	0.257145	-0.07801	0.033055
حمل و نقل	0.013959	0.009159	0.141671	-0.03663	0.019971
بهداشت و درمان	0.018584	0.013129	0.175891	0	0.018962
ثاق، لوازم و خدمات مورد استفاده در خانه	0.0132	0.008987	0.109859	-0.01519	0.016714
مسکن، آب، برق، گاز و سایر سوختها	0.015158	0.012306	0.066445	-0.00311	0.012405
پوشاک و کفش	0.012915	0.00896	0.083849	-0.00233	0.013228
دخانیت	0.014896	0.006144	0.230225	-0.05716	0.035698
خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها	0.016199	0.014878	0.1046	-0.06138	0.027872
کل	0.015258	0.012995	0.074503	-0.02062	0.013339
میانگین		میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار

منبع: یافته‌های پژوهش

مقادیر آماره‌های توصیفی در جدول (۱) نشان می‌دهد که در طی دوره مذکور گروه بهداشت و درمان، رستوران و هتل به ترتیب با ۱/۸۵ و ۱/۶۸ درصد تورم ماهانه دارای بیشترین رشد قیمت‌ها در بین اجزای دوازده‌گانه بوده‌اند. متوسط رشد ماهانه شاخص قیمت مصرف‌کننده معادل ۱/۵۲ درصد می‌باشد که در دامنه ۲/۰۶- و ۷/۴۵ درصد نوسان داشته و با انحراف معیاری معادل ۱/۳۳ حول متوسط ماهانه توزیع شده است.

همان‌طور که در مقدمه اشاره شد، مجموع مجذور انحراف تورم اجزا از تورم کل به پراکندگی یا انتشار نسبی قیمت‌ها موسوم است. از این رو با استفاده از این تعریف به محاسبه شاخص پراکندگی قیمت‌های نسبی می‌پردازیم. بر این اساس شاخص  $RPD_t$  در زمان  $t$  از طریق فرمول زیر به دست می‌آید:

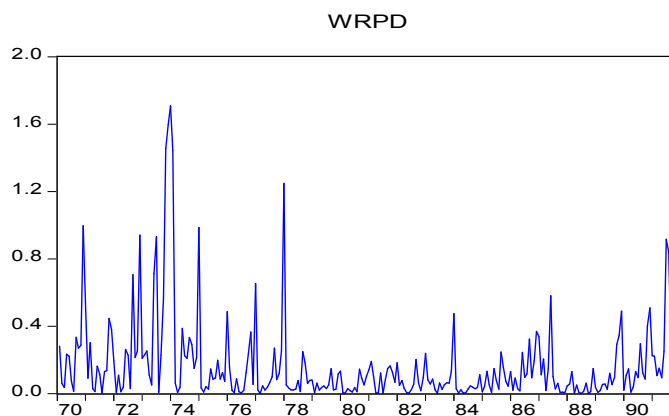
$$RPD = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (INF_{it} - \overline{INF}_t)^2$$

$$\overline{INF}_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n INF_{it}$$

در نتیجه شاخص موزون پراکندگی قیمت‌های نسبی در زمان  $t$  به شکل زیر به دست خواهد آمد:

$$WRPD_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n W_{it} (INF_{it} - \overline{INF}_t)^2$$

که در این فرمول،  $W_{it}$ ، ضریب اهمیت هر یک از زیر گروه‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده بر اساس سال پایه ۱۳۸۳ می‌باشد.



نمودار (۲) - نمودار سری پراکندگی قیمت‌های نسبی

همان‌طور که در نمودار (۲) مشاهده می‌شود، از ابتدای دوره مورد مطالعه تا اواخر سال ۱۳۷۸ پراکندگی قیمت‌های نسبی تقریباً در سطحی بالاتر بوده است، در حالی که در سال‌های بعد از شروع برنامه سوم توسعه اقتصادی و اجتماعی، پراکندگی قیمت‌های نسبی کاهش یافته و در طی این دوره از روند کاهنده برخوردار شده است، پس از آن در سال‌های اخیر مجدداً پراکندگی قیمت‌های نسبی روندی صعودی پیدا کرده است.

## ۳-۱- مدل سازی میانگین شرطی برای سری تورم

به منظور تعیین معادله میانگین<sup>۱</sup> ابتدا معادله زیر با استفاده از داده‌های ماهانه نرخ تورم شاخص قیمت مصرف کننده برای دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۱ به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد گردیده است:

$$INF_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i INF_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j e_{t-j}$$

جهت تعیین معادله میانگین مناسب از نمودار «همبستگی نگار»<sup>۲</sup> سری تورم استفاده شده است. سپس مدل میانگین شرطی مناسب را با توجه به ملاک‌های اطلاعاتی «آکائیک»<sup>۳</sup> و «شوارتز»<sup>۴</sup> انتخاب می‌کنیم. مدلی که دارای کمترین میزان ملاک‌های مذکور باشد مورد انتخاب قرار می‌گیرد. به منظور آزمون خودهمبستگی اجزای اخلاص، پسماند معادله میانگین را توسط آماره یانگ - باکس مورد آزمون قرار می‌دهیم که نتایج حاکی از عدم وجود خودهمبستگی می‌باشد. به این ترتیب الگوی معادله میانگین انتخاب شده برای محاسبات به عمل آمده، مشخص می‌شود. مدل انتخابی و همچنین ملاک آکائیک (AIC) و شوارتز (SBC) مربوطه در جدول (۲) آمده است.

جدول (۲): نتایج تخمین تصریح انتخابی مدل میانگین شرطی

متغیر	ضریب برآورد شده	t-statistic	احتمال	ملاحظات
C	۰/۰۱۵	۹/۱۶۳	۰/۰۰۰۰	AIC = -۶/۲۹۲ SBC = -۶/۱۹۳ F-statistic = ۲۷/۰۰۴ prob (F) = ۰/۰۰۰۰ D.W. = ۱/۸۴۸
AR (۱)	-۰/۲۷۵	-۳/۹۰۰	۰/۰۰۰۱	
AR (۱۱)	-۰/۱۳۵	-۲/۲۲۲	۰/۰۲۷۲	
AR (۱۲)	۰/۴۹۹	۹/۵۴۹	۰/۰۰۰۰	
MA (۱)	۰/۷۰۷	۸/۶۵۵	۰/۰۰۰۰	
MA (۲)	۰/۱۷۲	۳/۳۳۲	۰/۰۰۰۱	
MA (۱۱)	۰/۴۵۲	۷/۳۶۲	۰/۰۰۰۰	

منبع: یافته‌های پژوهش

## ۳-۲- تصریح مدل GARCH

حال به منظور بررسی وجود «اثرات آرچ» در پسماند معادله میانگین از آزمون ARCH-LM استفاده می‌شود. نتایج مربوط به آماره‌های این آزمون و همچنین سطوح معناداری آن‌ها

1. Mean Equation
2. Correlogram
3. Akaike Criterion
4. Schwarz Criterion

برای پسماند معادله انتخابی در جدول (۳) آمده است.

جدول (۳): نتایج آزمون ARCH-LM برای وجود اثرات آرچ

	وقفه ۱	وقفه ۲	وقفه ۳
آماره F	۶۶/۸۳۲ (۰/۰۰۰۰)	۳۴/۵۲۴ (۰/۰۰۰۰)	۲۹/۵۰۴ (۰/۰۰۰۰)
آماره $\chi^2$	۵۲/۹۳۷ (۰/۰۰۰۰)	۵۴/۴۳۳ (۰/۰۰۰۰)	۶۵/۸۱۲ (۰/۰۰۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهش

اعداد سطر اول مربوط به آماره آزمون و اعداد داخل پرانتز سطح معناداری آن را نشان می‌دهد. نتایج آزمون واریانس ناهمسانی خودرگرسیو (ARCH) نشان می‌دهد، فرضیه همسانی واریانس جملات اخلال با احتمال بالایی رد می‌شود و به این ترتیب وجود اثرات آرچ در وقفه مربوطه اثبات می‌شود.

حال، پس از انتخاب بهترین مدل میانگین در طی مراحل قبل و انجام آزمون ARCH-LM بر روی آن و اثبات وجود اثرات آرچ، به تخمین بهترین مدل واریانس شرطی پرداخته می‌شود. از تصریح مدل GARCH برای به دست آوردن واریانس شرطی به عنوان شاخصی برای ناطمینانی تورمی استفاده شده است.

نتایج مربوط به تصریح مدل GARCH در جدول (۴) آمده است.

جدول (۴): نتایج تخمین تصریح انتخابی مدل GARCH

میانگین شرطی				ملاحظات
متغیر	ضریب برآورد شده	z-statistic	احتمال	
C	۰/۰۱۳	۸/۹۳۳	۰/۰۰۰۰	F-statistic = ۱۷/۳۱۱ prob(F) = ۰/۰۰۰۰ D.W. = ۱/۸۸۳
AR (۱)	-۰/۲۴۲	-۴/۵۶۲	۰/۰۰۰۰	
AR (۱۱)	-۰/۲۰۳	-۵/۲۹۴	۰/۰۰۰۰	
AR (۱۲)	-۰/۴۹۳	۱۲/۲۹۲	۰/۰۰۰۰	
MA (۱)	۰/۶۹۰	۹/۶۱۶	۰/۰۰۰۰	
MA (۲)	۰/۱۷۵	۳/۵۷۳	۰/۰۰۰۴	
MA (۱۱)	۰/۴۷۰	۱۳/۱۰۶	۰/۰۰۰۰	
واریانس شرطی				
C	$۲/۵۹ \times ۱۰^{-۵}$	۲/۳۹۶	۰/۰۱۶۵	
$e_{t-1}^2$	۰/۳۱۵	۲/۹۶۷	۰/۰۰۳۰	
$\sigma_{t-1}^2$	۰/۴۲۳	۲/۸۹۹	۰/۰۰۳۷	

منبع: یافته‌های پژوهش

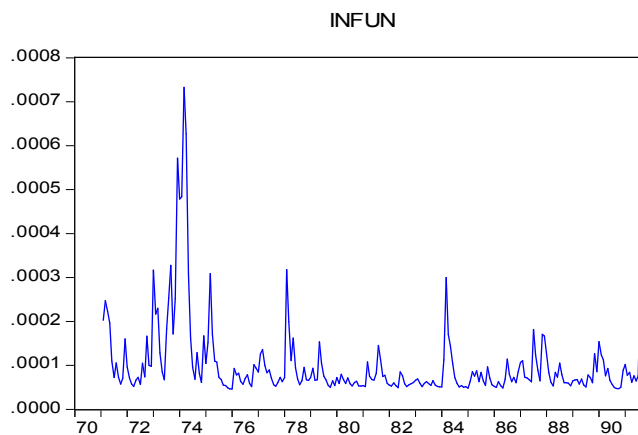
پس از تخمین مدل واریانس شرطی، آزمون ARCH-LM را یک بار دیگر انجام می‌دهیم. با توجه به نتایج مربوط به آماره‌های این آزمون و سطوح معناداری آن‌ها که در جدول (۵) آمده است، می‌توان نتیجه گرفت که اثرات آرچ در پسماندهای مدل واریانس شرطی تخمین زده شده از بین رفته است.

جدول (۵): نتایج آزمون ARCH-LM برای وجود اثرات آرچ بعد از برآورد مدل واریانس شرطی

	وقفه ۱	وقفه ۲	وقفه ۳
آماره F	۰/۰۳۱ (۰/۸۵۸۸)	۰/۰۶۸۵ (۰/۵۰۴۹)	۱/۳۹۵ (۰/۲۴۴۹)
آماره $\chi^2$	۰/۰۳۱ (۰/۸۵۸۱)	۱/۳۷۹ (۰/۵۰۱۶)	۴/۱۸۲ (۰/۲۴۲۴)

منبع: یافته‌های پژوهش

اعداد سطر اول مربوط به آماره آزمون و اعداد داخل پرانتز سطح معناداری آن را نشان می‌دهد. سپس با استفاده از مدل واریانس شرطی تخمین زده شده سری ناطمینانی تورم را استخراج می‌نماییم، که نمودار آن به شکل زیر خواهد بود.



نمودار (۳) - نمودار سری ناطمینانی تورمی

### ۳-۳- برآورد مدل پراکندگی قیمت‌های نسبی

الگوهای مختلفی برای بررسی رابطه بین تورم و پراکندگی قیمت‌های نسبی به کار گرفته شده است. در این بخش از مقاله تلاش شده است با استفاده از سری‌های زمانی ماهانه در قالب الگوهای زیر اثر تورم و ناطمینانی تورمی بر پراکندگی قیمت‌های نسبی مورد آزمون قرار گیرد:

$$WRPD_t = \alpha_0 + \alpha_1 INF_t + \alpha_2 \log(INFUN_t) + |e_t| \quad (\text{الف})$$

$$WRPD_t = \alpha_0 + \alpha_1 INF_t + \alpha_2 \log(INFUN_t) + epe_t + ene_t \quad (\text{ب})$$

در معادلات فوق  $WRPD_t$ ، پراکندگی قیمت‌های نسبی می‌باشد،  $INF_t$ ، بیانگر واریانس شرطی معادله تورم بوده و در معادله پراکندگی قیمت‌های نسبی اثرات نااطمینانی را لحاظ می‌نماید،  $INF_t$ ، بیانگر تورم است و مقادیر خطای معادله تورم به صورت مطلق شاخصی از تورم غیرمنتظره بوده که به تفکیک تورم غیرمنتظره مثبت  $epe_t$  و منفی  $ene_t$  به منظور آزمون فرضیه اثر متقارن در معادلات پراکندگی قیمت‌های نسبی وارد شده است. قبل از تخمین مدل مذکور به بررسی ایستایی متغیرهای لحاظ شده در مدل می‌پردازیم. یکی از مباحث مهم مطرح شده در تحلیل‌های سری زمانی، بحث ایستایی یا مانایی متغیرها می‌باشد. سری‌های زمانی، یکی از مهم‌ترین داده‌های آماری مورد استفاده در تجزیه و تحلیل تجربی است. در تحقیقات همواره چنین فرض شده که سری زمانی، مانا است و اگر این حالت وجود نداشته باشد، آزمون‌های آماری متعارفی که اساس آن‌ها بر پایه  $F$ ،  $t$ ،  $\chi^2$  و آزمون‌های مشابه بنا شده است، مورد تردید قرار می‌گیرد. قبل از انجام یک تحلیل در سری زمانی یا تخمین یک مدل باید مطمئن شد که سری مورد استفاده ایستاست. به بیان دیگر، سری مورد استفاده یک متغیر نباید روند تصادفی داشته باشد، در غیر این صورت الگوی رگرسیون به دست آمده کاذب است (فرنقی، ۱۳۹۰).

بنابراین در این قسمت به بررسی ایستایی متغیرهای استفاده شده در مدل، توسط آزمون «دیکی فولر تعمیم‌یافته» (ADF) می‌پردازیم.

جدول (۶): نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته متغیرها

	بدون عرض از مبدأ و بدون روند	با عرض از مبدأ و بدون روند	با عرض از مبدأ و با روند
تورم	-۰/۴۲۲ (۰/۵۳۰۰)	-۱۰/۰۹۱ (۰/۰۰۰۰)	-۹/۹۹۱ (۰/۰۰۰۰)
نااطمینانی تورم	-۳/۴۱۶ (۰/۰۰۰۷)	-۵/۲۴۴ (۰/۰۰۰۱)	-۵/۴۱۵ (۰/۰۰۰۰)
پراکندگی قیمت‌های نسبی	-۷/۱۴۱ (۰/۰۰۰۰)	-۹/۰۱۶ (۰/۰۰۰۰)	-۸/۸۱۹ (۰/۰۰۰۰)
تورم غیرمنتظره مثبت	-۴/۲۲۵ (۰/۰۰۰۰)	-۱۱/۹۸۹ (۰/۰۰۰۰)	-۱۱/۸۸۱ (۰/۰۰۰۰)
تورم غیرمنتظره منفی	-۴/۹۰۰ (۰/۰۰۰۰)	-۱۶/۱۰۶ (۰/۰۰۰۰)	-۱۶/۰۵۳ (۰/۰۰۰۰)
قدرمطلق تورم غیرمنتظره	-۳/۲۰۹ (۰/۰۰۱۴)	-۱۱/۰۰۷ (۰/۰۰۰۰)	-۱۰/۷۸۹ (۰/۰۰۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهش

اعداد سطر اول مربوط به آماره آزمون دیکی فولر تعمیم یافته و اعداد داخل پرانتز مربوط به سطح احتمال آماره آزمون برای فرضیه صفر وجود ریشه واحد در سری مربوطه است. نتایج حاصل از جدول (۶) نشان می دهد که فرضیه صفر وجود ریشه واحد در آزمون دیکی فولر تعمیم یافته با احتمال بالایی رد می شود و سری کلیه متغیرهای مدل، ایستا می باشند. حال به برآورد الگوهای (الف) و (ب) با استفاده از اطلاعات ماهانه در طی دوره زمانی ۱۳۹۱:۹ - ۱۳۷۰:۱ به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) می پردازیم.

جدول (۷): نتایج برآورد معادله پراکندگی قیمت های نسبی

	متغیر	ضریب برآورد شده	t-statistic	احتمال	ملاحظات
الگوی (الف)	C	۰/۴۱۱	۳/۸۵۲	۰/۰۰۰۱	F-Statistic= ۶۸۲/۱۱۱ Prob(F)=۰/۰۰۰۰ D.W.=۱/۷۶۳
	INF <sub>t</sub>	۱۵/۳۱۹	۳۴/۳۳۷	۰/۰۰۰۰	
	Log(INFUN <sub>t</sub> )	۰/۰۵۹	۵/۳۱۶	۰/۰۰۰۰	
	e	۹/۹۱۲	۱۰/۷۰۰	۰/۰۰۰۰	
الگوی (ب)	C	۰/۴۸۴	۴/۵۱۵	۰/۰۰۰۰	F-Statistic= ۵۳۳/۸۴۰ Prob(F)=۰/۰۰۰۰ D.W.=۱/۸۰۸
	INF <sub>t</sub>	۱۳/۳۲۰	۱۷/۵۳۸	۰/۰۰۰۰	
	Log(INFUN <sub>t</sub> )	۰/۰۶۳	۵/۸۰۷	۰/۰۰۰۰	
	epe <sub>t</sub>	۱۳/۲۲۳	۹/۶۳۷	۰/۰۰۰۰	
	ene <sub>t</sub>	-۷/۱۹۶	-۵/۸۰۴	۰/۰۰۰۰	

منبع: یافته های پژوهش

نتایج برآوردهای انجام شده نشان می دهند که افزایش نااطمینانی تورمی باعث افزایش پراکندگی قیمت های نسبی می شود. همچنین تورم غیرمنتظره فارغ از مثبت و منفی بودن، پراکندگی قیمت های نسبی را به مقدار قابل توجهی افزایش می دهد ولی تجزیه تورم غیرمنتظره به دو جزء مثبت و منفی و در نظر گرفتن آن ها در معادله نشان داد که هر دو جزء در سطح بالایی معنادار می باشند و نمی توان برای تورم غیرمنتظره مثبت و منفی اثر متقارن در نظر گرفت. بنگاه ها در برابر تورم غیرمنتظره مثبت قیمت های خود را به تناوب در پاسخ به شوک های تورمی تغییر می دهند و در نتیجه قیمت ها به منظور رسیدن به تعادل به شدت نوسان می یابند، از این رو تورم غیرمنتظره مثبت باعث افزایش پراکندگی قیمت های نسبی می شود. از طرف دیگر، بنگاه ها در برابر تورم غیرمنتظره منفی انگیزه ای برای تغییر قیمت کالاها ندارند، از این رو تورم غیرمنتظره منفی پراکندگی قیمت های نسبی را کاهش می دهد. همچنین طبق نتایج به دست آمده ضرایب

متغیر تورم از نظر آماری در سطح بالایی معنادار می‌باشند و این بدان معناست که تورم، پراکندگی قیمت‌های نسبی را به طور قابل توجهی افزایش می‌دهد.

### نتیجه‌گیری

با توجه به اینکه تورم و تغییرات آن تأثیر بسیار مهمی بر رشد و توسعه اقتصادی دارد، بسیاری از مطالعات صورت گرفته در علم اقتصاد به نوعی بر روی این موضوع متمرکز شده‌اند. مهم‌ترین زیان اقتصادی ناشی از تورم، عدم اطمینان از مقدار آن در دوره‌های آتی است. نااطمینانی تورمی به عنوان یکی از هزینه‌های مهم تورم به حساب می‌آید. نااطمینانی درباره نرخ تورم آینده حالت نااطمینانی و بی‌ثباتی در قیمت‌ها را به وجود می‌آورد و از این کانال، مداوم سبب تغییرات در تصمیمات اقتصادی می‌شود.

در اقتصاد ایران تغییرپذیری و یا ناپایداری در سیاست‌های مختلف اقتصادی در طی سال‌های مختلف با ایجاد تغییرات ناگهانی در تورم، نااطمینانی تورمی را افزایش داده است. در نهایت با افزایش نااطمینانی، فعالان اقتصادی به خصوص بنگاه‌های تولیدی و خدماتی در تصمیمات قیمت‌گذاری اقتصادی حساس شده و قیمت کالاها و خدمات خود را به دفعات بیشتری تغییر می‌دهند.

در این مقاله بررسی آماره‌های توصیفی شاخص قیمت مصرف‌کننده و دوازده گروه عمده آن طی دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۱ نشان داد که در طی دوره مذکور گروه بهداشت و درمان، رستوران و هتل به ترتیب با ۱/۸۵ و ۱/۶۸ درصد تورم ماهانه دارای بیشترین رشد قیمت‌ها در بین اجزای دوازده‌گانه بوده‌اند. متوسط رشد ماهانه شاخص قیمت مصرف‌کننده معادل ۱/۵۲ درصد می‌باشد که در دامنه ۲/۰۶- و ۷/۴۵ درصد نوسان داشته و با انحراف معیاری معادل ۱/۳۳ در حول متوسط ماهانه توزیع شده است.

میزان شاخص پراکندگی قیمت‌های نسبی از ابتدای دوره مورد مطالعه تا اواخر سال ۱۳۷۸ تقریباً در سطحی بالاتر بوده است، در حالی که در سال‌های بعد از برنامه سوم توسعه اقتصادی و اجتماعی، پراکندگی قیمت‌های نسبی کاهش یافته و در طی این دوره از روند کاهنده برخوردار شده است، پس از آن در سال‌های اخیر مجدداً پراکندگی قیمت‌های نسبی روندی صعودی پیدا کرده است.

در بخش بعد با توجه به نتایج برآزش شده معادلات پراکندگی قیمت‌های نسبی مشاهده شد که افزایش نااطمینانی تورمی باعث افزایش پراکندگی قیمت‌های نسبی می‌شود. همچنین تورم

غیرمنتظره فارغ از مثبت و منفی بودن، پراکندگی قیمت‌های نسبی را به مقدار قابل توجهی افزایش می‌دهد ولی تجزیه تورم غیرمنتظره به دو جزء مثبت و منفی و در نظر گرفتن آن‌ها در معادله نشان داد که هر دو جزء در سطح بالایی معنادار می‌باشند و نمی‌توان برای تورم غیرمنتظره مثبت و منفی اثر متقارن در نظر گرفت. بنگاه‌ها در برابر تورم غیرمنتظره مثبت قیمت‌های خود را به تناوب در پاسخ به شوک‌های تورمی تغییر می‌دهند و در نتیجه قیمت‌ها به منظور رسیدن به تعادل به شدت نوسان می‌یابند، از این رو تورم غیرمنتظره مثبت باعث افزایش پراکندگی قیمت‌های نسبی می‌شود. از طرف دیگر، بنگاه‌ها در برابر تورم غیرمنتظره منفی انگیزه‌ای برای تغییر قیمت کالاها ندارند، از این رو تورم غیرمنتظره منفی پراکندگی قیمت‌های نسبی را کاهش می‌دهد. همچنین طبق نتایج به دست آمده ضرایب متغیر تورم از نظر آماری در سطح بالایی معنادار می‌باشند و این بدان معناست که این متغیر، پراکندگی قیمت‌های نسبی را به طور قابل توجهی افزایش می‌دهد.

بنابراین، با توجه به تأثیر معنادار تورم و نااطمینانی تورمی بر پراکندگی قیمت‌های نسبی در ایران باید در وهله اول راهکارهای مهار تورم در کشور را پیدا نمود. در کشورهای در حال توسعه تورم معلول عدم توازن‌های ساختاری و کشش‌ناپذیری عرضه در بخش‌های کلیدی اقتصاد می‌باشد، در این کشورها و از جمله در ایران ریشه‌های تورم در ساختار اقتصادی جامعه نهفته است؛ چرا که ساختارهای اقتصادی - اجتماعی در جریان رشد، تنگناهای اقتصادی می‌آفرینند، این تنگناها باعث می‌شوند تولید در سطحی پایین‌تر از اشتغال کامل محدود گردد، بنابراین تورم در ایران از عواملی ساختاری مایه می‌گیرد و ناگزیر درمانی ساختاری دارد. تنها با کوششی هوشمندانه برای ساختاریابی مجدد اقتصاد ایران و با توجه به امکانات و نیازهاست که می‌توان به مهار کردن تورم امیدوار بود. همچنین سیاست‌های پولی همچون افزایش حجم پول باید معتدل و متناسب با افزایش میزان تولیدات باشد. به منظور ایجاد تحرک در بخش تولید، تنگناهای موجود در بخش تولید و عرضه کالاها و خدمات را باید برطرف نمود، به این صورت که اصلاح قوانین در همه حوزه‌های مرتبط با تولید صورت گیرد. همچنین با جذب سرمایه بخش خصوصی در افزایش تولید، مسیر تورم را به سوی روندی کاهشی هدایت نمود. سیاستمداران باید از دادن وعده وعیدهای غیراقتصادی و اعمال سیاست‌های تورم برانگیز خودداری کنند و با جذب و هدایت نقدینگی سرگردان در سطح جامعه از میزان تورم‌زا بودن آن بکاهند.

## منابع

### الف - فارسی

۱. ابراهیمی، محسن؛ سوری، علی؛ «رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در ایران»، مجله دانش و توسعه، ۱۳۸۵، شماره ۱۸.
۲. اخباری، محمد؛ «استخراج پهنای نااطمینانی پیش‌بینی تورم»، مجموعه پژوهش‌های اقتصادی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۸۸، شماره ۳۱.
۳. پیرایی، خسرو؛ دادور، بهاره؛ «تأثیر تورم بر رشد اقتصادی در ایران با تأکید بر نااطمینانی»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۳۹۰، شماره ۱.
۴. تشکینی، احمد؛ «آیا نااطمینانی تورمی با سطح تورم تغییر می‌کند؟»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۴، شماره ۷۳.
۵. دهمرده، نظر؛ صفدری، مهدی؛ پورشهبانی، فرشید؛ «مدل‌سازی نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران»، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۱۳۸۸، شماره ۵۰.
۶. شاکری، عباس؛ «نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصاد کلان»، جلد دوم، تهران، انتشارات پارس نویسا، چاپ اول، ۱۳۸۷.
۷. طیب‌نیا، علی؛ «تئوری‌های تورم بانگاهی به فرآیند تورم در ایران»، تهران، انتشارات جهاد دانشگاهی دانشگاه تهران، ۱۳۷۴.
۸. فرزین‌وش، اسدالله؛ عباسی، موسی؛ «بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران با استفاده از مدل‌های GARCH و حالت - فضا»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۴، شماره ۷۴.
۹. فرنقی، الهام؛ تبیین رابطه میان تورم، نااطمینانی تورم و رشد تولید، پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، دانشکده حقوق، علوم سیاسی و اقتصادی، ۱۳۹۰.
۱۰. قلی‌بگلو، محمدرضا؛ (۱۳۸۷)، «نااطمینانی تورم و پراکندگی قیمت‌های نسبی در ایران»، مجله روند، ۱۳۸۷، شماره ۵۴ و ۵۵.
۱۱. کتابی، احمد؛ «تورم، ماهیت، علل، آثار و راه‌های مقابله با آن»، تهران، انتشارات اقبال، ۱۳۶۰.
۱۲. کرباسی، علیرضا؛ پیری، مهدی؛ «رابطه بین سطح قیمت محصولات کشاورزی و نااطمینانی تورمی در ایران»، فصلنامه پژوهش‌نامه بازرگانی، ۱۳۸۷، شماره ۴۷.
۱۳. محمدی، تیمور؛ طالب‌لو، رضا؛ (۱۳۸۶)، «پویایی‌های تورم و رابطه تورم و نااطمینانی اسمی با استفاده از الگوی ARFIMA-GARCH»، مجله پژوهش‌های اقتصادی، ۱۳۸۶، شماره ۱.

۱۴. مهرآرا، محسن؛ مجاب، رامین؛ «ارتباط میان تورم و نااطمینانی تورم، تولید و نااطمینانی تولید در اقتصاد ایران»، فصلنامه پول و اقتصاد، ۱۳۸۹، شماره ۲.
۱۵. گزارش شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره آمارهای اقتصادی، سالهای مختلف.

#### ب - لاتین

16. Ball, L. & Romer, D; 1993, "**Inflation and the Informativeness of Prices**" National Bureau of Economic Research Working
17. Cukierman, A; 1983, "**Relative Price Variability and Inflation: A Survey and Further Results**" in Variability in Employment, Prices and Money, Edited by K. Brunner and A. Meltzer, Amsterdam, Elsevier Science Publishers.
18. Cukierman & Meltzer; 1986, "**A Theory of Ambiguity Credibility and Inflation under Discretion and Asymmetric Information**", *Econometrica* 54.
19. Cukierman & Wachtel; 1979, "**Differential Inflationary Expectations and the Variability of the Rate of Inflation**", *American Economic Review*.
20. Friedman, M; 1977, "**Nobel Lecture: Inflation and Unemployment**" *Journal of Political Economy* 85.
21. Golob, J.E; 1994, "**Does Inflation Uncertainty Increase with Inflation?**", *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review* 79.
22. Grier, K.B. & Perry, M.J; 1996, "**Inflation, Inflation Uncertainty, and Relative Price Dispersion: Evidence from Bivariate GARCH-M Models**" *Journal of Monetary Economics* 38.
23. Grier, K. & Perry, M; 1998, "**Inflation and Inflation Uncertainty in the G7 Countries**", *Journal of International Money and Finance* 17.
24. Hercowitz, Zvi; 1981, "**Money and the Dispersion of Relative Prices**", *Journal of Political Economy* 89(2).
25. Holland, S; 1995, "**Inflation and Uncertainty: Tests for Temporal Ordering**", *Journal of Money, Credit and Banking* 27.
26. Parks, R.W; 1978, "**Inflation and Relative Price Variability**", *Journal of Political Economy* 86(1).
27. Vitek, F; 2002, "**An Empirical Analysis of Dynamic Interrelationships among Inflation, Inflation Uncertainty, Relative Price Dispersion, and Output Growth**", *Bank of Canada Working*.

پیوست‌ها

جدول مربوط به بهترین تخمین ازمدل میانگین شرطی برای سری تورم

Dependent Variable: INF  
 Method: Least Squares  
 Date: 09/04/13 Time: 18:59  
 Sample (adjusted): 1371M02 1391M09  
 Included observations: 248 after adjustments  
 Convergence achieved after 28 iterations  
 MA Backcast: 1370M03 1371M01

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.015147	0.001653	9.163287	0.0000
AR(1)	-0.275439	0.070624	-3.900064	0.0001
AR(11)	-0.135993	0.061199	-2.222150	0.0272
AR(12)	0.499226	0.052275	9.549958	0.0000
MA(1)	0.707358	0.081723	8.655593	0.0000
MA(2)	0.172559	0.051784	3.332281	0.0010
MA(11)	0.451464	0.061320	7.362382	0.0000
R-squared	0.402022	Mean dependent var		0.014863
Adjusted R-squared	0.387135	S.D. dependent var		0.013113
S.E. of regression	0.010266	Akaike info criterion		-6.292229
Sum squared resid	0.025397	Schwarz criterion		-6.193059
Log likelihood	787.2364	Hannan-Quinn criter.		-6.252307
F-statistic	27.00419	Durbin-Watson stat		1.848791
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.90	.79-.45i	.79+.45i	.46+.80i
	.46-.80i	-.00+.94i	-.00-.94i	-.49+.83i
	-.49-.83i	-.85-.49i	-.85+.49i	-.99
Inverted MA Roots	.83-.26i	.83+.26i	.55+.70i	.55-.70i
	.07+.91i	.07-.91i	-.45+.84i	-.45-.84i
	-.85-.50i	-.85+.50i		-1.00

جداول آزمون اثرات آرچ در پسماندهای مدل میانگین شرطی انتخابی

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	66.83274	Prob. F(1,245)	0.0000
Obs*R-squared	52.93763	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 09/21/13 Time: 03:29

Sample (adjusted): 1371M03 1391M09

Included observations: 247 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.41E-05	1.27E-05	4.271358	0.0000
RESID^2(-1)	0.462246	0.056543	8.175129	0.0000

R-squared	0.214322	Mean dependent var	0.000102
Adjusted R-squared	0.211116	S.D. dependent var	0.000199
S.E. of regression	0.000177	Akaike info criterion	-14.43507
Sum squared resid	7.66E-06	Schwarz criterion	-14.40666
Log likelihood	1784.732	Hannan-Quinn criter.	-14.42363
F-statistic	66.83274	Durbin-Watson stat	2.086132
Prob(F-statistic)	0.000000		

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	34.52442	Prob. F(2,243)	0.0000
Obs*R-squared	54.43383	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 09/21/13 Time: 03:30

Sample (adjusted): 1371M04 1391M09

Included observations: 246 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.87E-05	1.31E-05	3.711170	0.0003
RESID^2(-1)	0.416434	0.063981	6.508656	0.0000
RESID^2(-2)	0.098433	0.063968	1.538786	0.1252

R-squared	0.221276	Mean dependent var	0.000101
Adjusted R-squared	0.214866	S.D. dependent var	0.000199
S.E. of regression	0.000177	Akaike info criterion	-14.43252
Sum squared resid	7.58E-06	Schwarz criterion	-14.38977
Log likelihood	1778.200	Hannan-Quinn criter.	-14.41531
F-statistic	34.52442	Durbin-Watson stat	2.038714
Prob(F-statistic)	0.000000		

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	29.50485	Prob. F(3,241)	0.0000
Obs*R-squared	65.81217	Prob. Chi-Square(3)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 09/21/13 Time: 03:37

Sample (adjusted): 1371M05 1391M09

Included observations: 245 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.65E-05	1.31E-05	2.781365	0.0058
RESID^2(-1)	0.387740	0.062603	6.193599	0.0000
RESID^2(-2)	-0.006308	0.067392	-0.093607	0.9255
RESID^2(-3)	0.255365	0.064036	3.987812	0.0001

R-squared	0.268621	Mean dependent var	0.000101
Adjusted R-squared	0.259517	S.D. dependent var	0.000200
S.E. of regression	0.000172	Akaike info criterion	-14.48535
Sum squared resid	7.11E-06	Schwarz criterion	-14.42818
Log likelihood	1778.455	Hannan-Quinn criter.	-14.46233
F-statistic	29.50485	Durbin-Watson stat	1.946337
Prob(F-statistic)	0.000000		

# آزمون الگوی اهلوالیا - آسافو

## در شناسایی عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی

### بخش روستایی ایران

علی باقرزاده<sup>۱</sup>

تاریخ دریافت: ۹۱/۰۳/۳۰

استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوی

تاریخ تأیید: ۹۲/۰۲/۱۴

#### چکیده

یکی از اهداف توسعه اقتصادی هر کشوری، بهبود وضعیت درآمد خانوارهای روستایی است، در این راستا از کلیدی ترین راه‌های دستیابی به این مهم، بهبود مؤلفه‌های سرمایه انسانی از جمله سلامت (بهداشت) و آموزش است. تقویت سلامت (بهداشت) و تحصیلات افراد در مناطق روستایی به دلیل آثار خود بر ارتقای بهره‌وری، سبب تقویت درآمد مردمان مستقر در روستا گردیده و بدین ترتیب دولت‌ها را به آرمان اصلی خود یعنی برابری و عدالت نزدیک می‌سازد. هدف کلی مطالعه حاضر، بررسی اثرات شاخص سرمایه انسانی و هزینه‌های زیربنایی دولت بر نابرابری درآمدی در مناطق روستایی ایران بر طبق مدل خطی اهلوالیا - آسافو است. برای این منظور از مدل‌های رگرسیونی با وقفه‌های گسترده (ARDL) و داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۵۸-۱۳۸۹ استفاده گردید. نتایج مطالعه نشان داد که سرمایه‌گذاری در حوزه‌های سلامت، آموزش و مخارج عمرانی دارای تأثیر معنی‌دار بر کاهش نابرابری درآمدی در مناطق روستایی و کشاورزی ایران بوده است. علاوه بر آن مدل خطی اهلوالیا - آسافو مبتنی بر رابطه بین بهره‌وری کل عوامل تولید کشاورزی و نابرابری درآمدی در مناطق روستایی ایران قابل ابطال نیست.

واژگان کلیدی: مدل خطی اهلوالیا - آسافو، آموزش، سلامت، نابرابری درآمدی، بهره‌وری کل عوامل تولید

طبقه‌بندی موضوعی: Q12, O50, O15

#### مقدمه

موضوع توزیع درآمد در ادبیات اقتصاد کلان همواره مورد توجه اقتصاددانان بوده است. اما به‌رغم گستردگی قابل توجه، از عمق لازم محروم مانده است، بخش اقتصاد سیاسی موضوع نابرابری درآمدی گاه چنان سطحی مانده است که فاصله آن تا شعارهای انتخاباتی غیرقابل تشخیص شده است. در برخی از زمان‌ها موضوع تا جایی به شعار نزدیک می‌شود که کاهش

1. Email: Bagherzadeh\_eco58@yahoo.com

توزیع درآمد به آرمان‌خواهی تبدیل و برابری‌خواهی نیز از سوی مخالفان آن به تقسیم تساوی فقر لقب می‌گیرد.

امروزه فاصله‌های فراوان مردمان ثروتمند و فقیر در کشورهای در حال توسعه، محیط مساعدی برای رشد اختلاف‌ها و نابرابری نسبت به کارآمدی برنامه‌ریزی‌ها و اجرای هدفمند آن‌ها پدید می‌آورد. تشدید این فاصله‌ها می‌تواند به تنش‌های شدید اجتماعی و در نهایت سیاسی بیانجامد. بنابراین، برنامه‌های کاهش شکاف درآمدی از حساسیت فراوانی برخوردار بوده و هر پدیده‌ای که باعث جلوگیری از افزایش یا کاهش هر چند ناچیز آن شود، از اهمیت قابل توجه برخوردار است. توزیع مجدد درآمد به نفع گروه‌های کم درآمد جامعه به خصوص روستائیان کشور، ترکیب مصرف تقاضای جامعه را به سمت کالاهای ضروری تغییر می‌دهد و بر اهمیت و سهم آن‌ها از الگوهای مصرف می‌افزاید.

مروری بر ادبیات توسعه نیز نشان می‌دهد که یکی از هدف‌های توسعه اقتصادی بهبود توزیع درآمد بوده و از راه‌های دستیابی به این مهم، بهبود مؤلفه‌های سرمایه‌انسانی از جمله سلامت و آموزش است. در دیدگاه اقتصاددانانی چون بلنکنا<sup>۱</sup> (۲۰۱۱)، سلامت و تحصیلات افراد نه تنها به طور ذاتی ارزشمند بوده بلکه به دلیل تأثیراتی که در تقویت بهره‌وری دارد، به بالا رفتن درآمد فرد منجر شده و در نتیجه جلوی مشکلات اقتصادی و عدم توزیع نامتقارن درآمدها را می‌گیرد.

به هر حال بعد از اینکه نظریه‌پردازان اقتصادی نظیر هارود و دومار<sup>۲</sup> (۱۹۴۶)، کالدور<sup>۳</sup> (۱۹۵۷) و دوزنبری<sup>۴</sup> (۱۹۷۰) همگی تنگنای موجود بر سر راه رشد اقتصادی را کمبود سرمایه فیزیکی دانستند، اقتصاددانانی چون شولتز<sup>۵</sup> (۱۹۸۸)، چاو<sup>۶</sup> (۱۹۸۹) و رومر<sup>۷</sup> (۱۹۹۲) کوشش‌های قابل اعتنایی را در مدل‌سازی نقش سرمایه انسانی به منظور پیشبرد جایگاه توسعه و رشد اقتصادی به انجام رساندند. این تلاش‌ها به کمک متخصصینی چون آمارتیا سن و محبوب الحق<sup>۸</sup> (۱۹۹۵) ادامه یافت تا اینکه در گزارش‌های سالانه سازمان ملل به شاخص‌های سرمایه انسانی نظیر سواد و بهداشت و جایگاه آن‌ها در رشد و کاهش نابرابری درآمدی تأکید گردید.

- 
1. Blankena
  2. Harrod & Domar
  3. Kaldor
  4. Duesenberry
  5. Schultz
  6. Chow
  7. Romer
  8. Sen & Haq

دائو<sup>۱</sup> (۲۰۰۷)، به بررسی اثر افزایش آموزش و بهره‌وری کارگران بخش کشاورزی در کاهش نابرابری درآمدی در کشورهای در حال توسعه پرداخت. شاخصی که داتو در تحلیل خود در نظر گرفت شامل میزان افزایش در سرمایه فیزیکی و نیز میزان آموزش‌هایی بود که هر کارگر دیده است. نتیجه این تحقیق وجود رابطه معنادار میان مخارج آموزشی و کاهش نابرابری درآمدی در کشورهای در حال توسعه را تأیید کرد.

لی و هوانگ<sup>۲</sup> (۲۰۰۹)، در تحقیقی اثر شاخص‌های آموزش و سلامت را بر توسعه و کاهش نابرابری درآمدی در کشور چین مورد مطالعه قرار دادند. یافته‌های این پژوهش ضمن تأیید این رابطه نشان داد که اثر آموزش در کاهش نابرابری درآمدی بیش از تأثیر مخارج سلامت است.

چکرابورتی و گوپتا<sup>۳</sup> (۲۰۱۰)، ضمن ارائه یک مدل تعادل عمومی نشان دادند که به لحاظ نظری تقویت مخارج آموزشی و سلامت در اقتصاد، زمینه کاهش نابرابری‌های درآمدی را در آمریکای لاتین میان طبقه‌های گوناگون روستایی فراهم می‌آورد.

سادولت<sup>۴</sup> (۲۰۱۱)، نشان می‌دهد که در فرآیند برنامه‌های نابرابری‌زدایی در کشورهای در حال توسعه، با توجه به اشتغال حجم عظیمی از جمعیت روستایی در بخش کشاورزی، رسیدگی به ساختارهای پایه‌ای این بخش از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. لذا ایجاد تحول اساسی در افزایش پایدار محصولات تولید شده در روستاها از جمله محصولات دامی و صنایع دستی مستلزم بهبود زیرساخت‌ها از قبیل سرمایه‌گذاری در تأسیسات برق‌رسانی، گسترش نرخ سواد و سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه کشاورزی در این مناطق است.

ترکمانی (۱۳۸۸)، در پژوهشی با استفاده از روش معادلات سیستمی به بررسی اهمیت سرمایه‌گذاری‌های دولت در زمینه کاهش نابرابری درآمدی پرداخت. بدین منظور از یک سیستم معادلاتی شامل متغیرهای مؤثر بر فقر و نابرابری و رشد بهره‌وری استفاده شد. بر اساس نتایج به دست آمده از این تحقیق در فاصله سال‌های ۱۳۵۸-۱۳۸۸، کاهش‌های نابرابری روستایی نسبت به سرمایه‌گذاری در توسعه و عمران روستایی بیش از سایر سرمایه‌گذاری‌های دولت در امور روستایی بوده است.

کمبجانی و باقرزاده (۱۳۹۰)، ضمن مطالعه فرضیه نابرابری درآمدی کوزنتس در ایران با استفاده از رهیافت مدل‌های رگرسیونی با وقفه‌های گسترده برای دوره بعد از انقلاب، مهم‌ترین

- 
1. Dao
  2. Lee & Huange
  3. Chakraborty & Gupta
  4. Sadouillet

عوامل اثرگذار بر نابرابری درآمدی در ایران را واردات و تحقیق و توسعه بین‌المللی ذکر می‌کنند. در مطالعات آن‌ها توصیه می‌شود که برای کاهش در نابرابری درآمدی بهتر است در انتخاب شرکای تجاری دقت لازم به کار برده شود.

در هر حال مقاله حاضر می‌کوشد تا ضمن بررسی مفهوم نابرابری درآمدی به بررسی تأثیر بهره‌وری کل عوامل تولید کشاورزی در کنار عوامل ساختاری نظیر مؤلفه‌های سرمایه انسانی (آموزش و بهداشت) و هزینه‌های عمرانی روستایی (از قبیل هزینه‌های برق‌رسانی، جاده‌سازی) بر توزیع درآمد در این مناطق بپردازد. در این راستا از رهیافت اهلوالیا و آسافو (۲۰۰۹) استفاده گردیده و فرضیه اصلی پژوهش مبنی بر وجود یک رابطه خطی معنی‌دار بین بهره‌وری کشاورزی و نابرابری درآمدی مورد آزمون تجربی قرار خواهد گرفت.

#### ۱- روش‌شناسی پژوهش

طی سال‌های گذشته اقتصاددانان کلاسیکی نظیر پارتو معتقد بودند که در همه زمان‌ها و مکان‌ها توزیع درآمد ثابت می‌ماند. آن‌ها معتقد بودند که تغییرات ساختاری و هزینه‌های دولت نمی‌تواند این مقوله ثابت را در علوم اجتماعی تغییر دهد. امروزه مطالعات اقتصاددانانی چون آسافو و اهلوالیا (۲۰۰۹) نشان می‌دهد که نه تنها توزیع درآمد در طول زمان ثابت نبوده بلکه تحت تأثیر بهره‌وری، سرمایه‌گذاری عمرانی و ساختاری دولت‌ها در امور نیروی انسانی قرار دارد.

بر این اساس آسافو معتقد است که در کنار سرمایه‌گذاری ساختاری دولت‌ها در مناطق روستایی، یک رابطه علی و معلولی بین بهره‌وری و نابرابری درآمدی وجود دارد به طوری که با افزایش میزان بهره‌وری، حجم نابرابری درآمدی کاهش می‌یابد. به اعتقاد وی در بلندمدت بهره‌وری باعث تخصیص بهینه منابع درآمدی در بین اقشار یک جامعه در حال توسعه خواهد شد. این موضوع به خاطر الگوی دستمزد - کارایی در اقتصاد تبیین می‌شود و باور غالب در بین اقتصاددانان کلان‌سنجی بر آن است که با فرض وجود فعالیت‌های عمرانی دولت‌ها و سرمایه‌گذاری در زیر بناها (نظیر فعالیت‌های تحقیق و توسعه، سرمایه انسانی) یک رابطه خطی ساده به شکل تجربی برای کشورهای در حال توسعه وجود دارد. بنابراین فرم ریاضی تابع آسافو - اهلوالیا به منظور بررسی رابطه توزیع درآمد با متغیرهای مخارج سرمایه‌گذاری زیر بنایی در مناطق روستایی و بهره‌وری به فرم رابطه زیر است.

$$En = \beta - \theta P - \sum \partial_i x_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

در رابطه (۱)، متغیر  $x_i$  نشان‌دهنده انواع مخارج سرمایه‌گذاری در زیربناهای روستایی، سرمایه انسانی و تحقیق و توسعه،  $P$  نمایشگر بهره‌وری کل عوامل بخش کشاورزی و  $En$ ، در برگیرنده شاخص نابرابری درآمدی است.

برای اندازه‌گیری شاخص نابرابری درآمدی در مناطق روستایی از متغیرهای متعددی استفاده می‌شود. یکی از شاخص‌های سنجش نابرابری درآمدی، ضریب جینی است. در یک برداشت از این مفهوم شاید بتوان گفت که ضریب جینی عبارت از متوسط منفعت مورد انتظار کسب شده به وسیله هر یک از افراد جامعه بر اثر داشتن حق انتخاب قرار گرفتن به جای هر فرد دیگر جامعه، تقسیم بر میانگین درآمد جامعه (حداکثر اندازه این منفعت) است. به تعبیر دیگر ضریب جینی ( $G$ ) به صورت نسبت متوسط مجموع قدرمطلق تفاوت بین تمام زوج درآمدها ( $\Delta$ ) به حداکثر اندازه ممکن این تفاوت (که متناظر با حالت نابرابری کامل توزیع درآمد بوده و مساوی  $\frac{1}{2}$  در نظر گرفته می‌شود) می‌باشد. در حالت کلی ضریب جینی برای توزیع درآمد ( $m$ ) ناپیوسته به صورت زیر است (ابونوری و اسناوندی، ۱۳۸۹: ۲۱).

$$G = \frac{\Delta}{2\mu} = \frac{1}{2\mu} \cdot \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |m_i - m_j| \quad (2)$$

$$G = 1 - \frac{1}{\mu n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \text{Min}(m_i, m_j) \quad (3)$$

ضریب جینی کمیتی بین صفر و یک بوده که در آن عدد صفر به معنی توزیع برابر درآمد یا ثروت و یک به معنای نابرابری مطلق در توزیع است. شاخص ضریب جینی با توجه به آمار و اطلاعات موجود و اصول حاکم بر انواع شاخص‌ها، دارای ویژگی‌هایی چون رعایت اصل سهولت محاسبه، اصل استقلال، اصل تقارن، اصل جمعیت می‌باشد (کفایی و نصیری، ۱۳۸۸: ۱۲). به علاوه مفهوم ضریب جینی به راحتی قابل فهم بوده و در اکثر مطالعات تجربی از آن استفاده شده است. بر این اساس در پژوهش حاضر از شاخص ضریب جینی به عنوان متغیر اندازه‌گیری نابرابری درآمدی استفاده می‌شود.

با توجه به مدل خطی ارائه شده توسط اهلوالیاء - آسافو در رابطه (۱) و با تمرکز بر مطالعات تجربی انجام گرفته درباره نظریه توزیع درآمد، مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار بر متغیر وابسته این تحقیق یعنی نابرابری درآمدی به صورت مدل ریاضی زیر ارائه می‌شود.

$$\begin{aligned} \text{LnGINI} = & \beta_1 + \beta_2 \text{LnTFP} + \beta_3 \text{LnINFC} + \beta_4 \text{LnEDU} \\ & + \beta_5 \text{LnHEA} + \beta_6 \text{LnR \& D} + \text{Ut} \end{aligned} \quad (4)$$

در رابطه شماره (۴)، در کنار بهره‌وری کل عوامل تولید کشاورزی که انتظار می‌رود بر کاهش نابرابری درآمدی تأثیر مثبت داشته باشد، متغیر هزینه‌های عمرانی دولت (INFC) نیز وارد شده است. متغیر بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP)، در ادبیات اقتصاد کلان شامل آن بخش از رشد تولید است که مربوط به رشد کمی نیروی کار و سرمایه نیست و تحت عنوان بهره‌وری کل عوامل تولید از آن نام برده می‌شود (Denison, 2001: 56). همچنین در این مدل عبارت GINI، نشان‌دهنده ضریب جینی مناطق روستایی کشور است که شاخصی برای سنجش نابرابری درآمدی در این بخش از اقتصاد می‌باشد. علاوه بر این متغیرهای EDU و HEA به ترتیب نشانگر متغیرهای آموزش و بهداشت (سلامت) انسان است. آموزش یکی از شاخص‌های توسعه‌یافتگی است. به عبارتی کشوری توسعه‌یافته‌تر شناخته می‌شود که درصد بی‌سوادی پایین‌تری داشته باشد. این شاخص دستیابی یک کشور به نرخ باسوادی را اندازه‌گیری می‌کند که در این تحقیق از نرخ باسوادی به عنوان شاخص متغیر آموزش استفاده شده است. شاخص بهداشت (سلامت) به معنای رفاه کامل جسمی، روانی و اجتماعی است، نه فقط نبود بیماری یا ناتوانی و این موضوع یکی از حقوق اساسی بشر محسوب می‌شود. یکی از شاخص‌های اندازه‌گیری کننده بهداشت (سلامت)، شاخص زاد و ولد است، این نماگر بیان‌کننده تعداد کودکان زنده به دنیا آمده به ازای هر هزار نفر جمعیت در وسط یک سال معین است. ساده‌ترین راه اندازه‌گیری شاخص زاد و ولد، به دست آوردن میزان خام مولید است که نسبت مولید یک سال تقویمی یک منطقه را به میانگین جمعیت آن منطقه در همان سال، به ازای هزار نفر نشان می‌دهند. در این پژوهش از شاخص زاد و ولد به عنوان شاخص بهداشت (سلامت) استفاده شده است.

هزینه‌های تحقیق و توسعه در بخش کشاورزی (R&D) به عنوان متغیر دیگری است که وارد مدل این پژوهش شده است. بر اساس مطالعات موکویاما<sup>۱</sup> (۲۰۱۰) و لی<sup>۲</sup> (۲۰۱۱)، هزینه‌های تحقیقات کشاورزی در روستاهای ژاپن و کره جنوبی باعث کاهش نابرابری درآمدی در طی سی سال اخیر شده است. استدلال آن‌ها در ابعاد نظری به این صورت است که هزینه‌های تحقیقاتی در بخش کشاورزی از طریق افزایش بهره‌وری روستائیان باعث تقویت عایدی و دستمزد آن‌ها در طول زمان خواهد شد و این مسئله در بلندمدت به توزیع برابر درآمدها به خصوص در میان کشاورزان خرده پا منجر خواهد شد.

---

1. Mukaiyama  
2. Lee

بر طبق رهیافت اقتصاددانان توسعه کشاورزی نظیر هایامی (۲۰۰۹)، باور کلی بر این است که تقویت زیر بناهای بخش روستایی به ویژه بخش کشاورزی باعث کاهش شکاف درآمدی ناشی از تخصص در مناطق روستایی خواهد شد. این مسئله به شکل تجربی در روستاهای کشورهای آمریکای لاتین و حتی ژاپن توسط محققینی چون هایامی و رتون (۲۰۰۸) به بوته آزمون گذارده شد و نتایج پژوهش آن‌ها نشان از کاهش نابرابری درآمدی در طی ده سال اجرای سیاست‌های عمرانی دولت‌ها در این بخش از جهان دارد.

در مورد رابطه آموزش و بهداشت به عنوان نمادهایی از سرمایه انسانی و اثر آن بر توزیع مناسب درآمدها نیز نظریات متعددی وجود دارد. اعتقاد بر این است آموزش و بهداشت باعث افزایش مهارت نیروی کار در بخش کشاورزی شده و این مسئله به بهبود توزیع درآمد در مناطق روستایی کمک شایانی می‌کند (Anderson, 2009: 31).

شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP)، از طریق محاسبه مانده سولو برای بخش کشاورزی محاسبه گردیده است.

$$TFP = \frac{Y}{K^\beta L^\alpha} \quad (5)$$

در رابطه (۵)،  $Y$  ارزش افزوده بخش کشاورزی (برحسب میلیارد ریال)،  $k$  موجودی سرمایه بخش کشاورزی (حسب میلیارد ریال)،  $L$  نیروی کار و شاغلان بخشی است. داده‌های ارزش افزوده از حساب‌های ملی ایران به قیمت جاری، سرمایه فیزیکی از تهامی‌پور و خلیلیان، نیروی کار از جهاد کشاورزی و بانک مرکزی استخراج شده است.

برای داده‌های مربوط به متغیرهای ضریب جینی در مناطق روستایی از منابع مرکز آمار ایران، متغیرهای نرخ باسوادی (آموزش) در مناطق روستایی و هزینه‌های عمرانی (شامل جمع هزینه‌های ریالی صورت گرفته در تأسیسات آبیاری، برق رسانی و جاده‌سازی) از منابع آماری مؤسسه پژوهش و توسعه (PDS)، متغیر مربوط به شاخص سلامت (بهداشت) از اطلاعات میزان مولید خام مناطق روستایی کشور برگرفته از مطالعات مؤسسه تکنولوژی و تحقیقات بهداشت و غذای سازمان فائو (ASTI) استفاده شده است. علاوه بر این داده‌های هزینه‌های تحقیق و توسعه نیز از مطالعات کمیجانی و باقرزاده (۱۳۹۰) اخذ گردید.

در این پژوهش دوره زمانی تحقیق سال‌های ۱۳۵۸-۱۳۸۹ در نظر گرفته شده است. برای ارزیابی مدل تصریحی ارائه شده در این تحقیق از روش تخمینی تحلیل‌های رگرسیونی تأخیری با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده می‌گردد. از آنجا که استفاده از روش OLS در

اقتصادسنجی سنتی بر این فرض استوار است که متغیرهای سری زمانی مورد استفاده پایا باشند (ناپایا بودن یک متغیر، بدان معنی است که میانگین، واریانس و کوواریانس آن طی زمان ثابت نبوده و در جهت خاصی تغییر می‌کنند). در صورتی که متغیرهای الگو ناپایا باشند، ممکن است پارامترهای برآورد شده از روش OLS دارای آماره  $t$  معنی‌داری باشند و نیز آماره  $F$  و ضریب تعیین بالایی داشته باشند، اما به دلیل آنکه برآورد حداقل مربعات از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کند، استنباط آماری بر اساس آماره‌های معمول نادرست خواهد بود. فیلیپس و لورتان<sup>۱</sup> (۱۹۹۲) در مطالعه خود نشان دادند که در صورت ناپایا بودن متغیرهای الگو، برآوردکننده‌های حداقل مربعات ناسازگار خواهد بود و ممکن است نتیجه به یک رگرسیون کاذب بیانجامد. روش سنتی برای اجتناب از رگرسیون کاذب استفاده از متغیر روند زمانی در بین متغیرهای مستقل الگو است. توجه داریم که این روش زمانی می‌تواند صحیح باشد که روند زمانی متغیرها از نوع روند قطعی باشد و نه دارای روند تصادفی باشد. در اینجا به یک مفهوم خاص اشاره می‌شود که نام آن هم‌انباشستگی<sup>۲</sup> است. مفهوم اقتصادی هم‌انباشستگی آن است که وقتی دو یا چند متغیر سری زمانی بر اساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده شوند تا یک رابطه اقتصادی بلندمدت را شکل دهند، هر چند ممکن است خود این سری‌های زمانی دارای روند تصادفی باشند، اما در طول زمان یکدیگر را به خوبی دنبال می‌کنند، به گونه‌ای که تفاضل بین آن‌ها باثبات است. برای به دست آوردن رابطه بلندمدت یا هم‌انباشستگی می‌توان به روش انگل - گرنجر<sup>۳</sup> اشاره کرد که ابتدا در رگرسیون‌های بیش از دو متغیره به دلیل نقاط ضعفی که دارد لزوماً توصیه نمی‌شود. روش دیگر روش حداکثر درستنمایی جوهانسن - جوسیلیوس<sup>۴</sup> است که به شرط هم‌انباشته بودن از درجه مشابه یا یکسان که در اکثر موارد کاربردی به هم‌انباشته بودن از درجه یک یعنی  $I(1)$  منجر می‌شود، متکی است.

با توجه به اینکه توان آزمون‌های ریشه واحد<sup>۵</sup> برای تعیین درجه هم‌انباشستگی و پایایی پایین بوده و در بسیاری از موارد قادر به تشخیص پایایی و ناپایایی متغیرها نیست و از طرف دیگر در این روش مسئله انتخاب یک بردار از بین بردارهای هم‌انباشته مبتنی بر نظریه‌های اقتصادی و پیش‌داوری محقق است، لذا برخی مطالعات کوشیده‌اند تا با غلبه بر نواقص روش‌های فوق در صدد دستیابی به رهیافتی بهتر برای تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها برآیند که از

---

1. Phillips & Lortan  
 2. Cointegration  
 3. Engle - Granger  
 4. Johanson - Joselius  
 5. Unit - Root Test

آن جمله می‌توان به مطالعه پسران و شین<sup>۱</sup> (۱۹۹۸) اشاره کرد. رهیافت ارائه شده توسط این دو محقق موسوم به روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) است.

در روش ARDL توجه به درجه هم‌انباشتگی متغیرها اهمیتی ندارد و تنها با تعیین تعداد وقفه‌های مناسب برای متغیرها می‌توان بردار منحصر به فردی را که رابطه بلندمدت را ایجاد می‌کند، به دست آورد. این روش روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو را به طور هم‌زمان تخمین می‌زند. این روش همچنین قادر به رفع مشکلات مربوط به حذف متغیر و خودهمبستگی است و در ضمن به دلیل اینکه این مدل‌ها عموماً عاری از مشکلاتی همچون خودهمبستگی سریالی و درونزائی هستند، تخمین‌های به دست آمده از آن‌ها نارایب و کارا خواهد بود (نوفرستی، ۱۳۸۷: ۴۳).

یک الگوی ARDL در شکل ساده به صورت زیر نشان داده می‌شود.

$$Y_t = aX_t + bX_{t-1} + cY_{t-1} + U_t \quad (۶)$$

$$\alpha(L, P)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^K \beta_i(L, q_i)X_{it} + \delta W_t + u_t \quad (۷)$$

در رابطه (۷)،  $Y_t$  متغیر وابسته و  $L$  عملگر وقفه است، به طوری که  $L_j Y_t = Y_{t-j}$  است.  $W_t$  برداری از متغیرهای قطعی (غیرتصادفی)، نظیر عرض از مبدأ، متغیر روند، متغیرهای مجازی و یا متغیرهای برونزا با وقفه‌های ثابت است.  $P$ ، تعداد وقفه‌های به کار رفته برای متغیر وابسته و  $q_i$  تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیر ( $X_{it}$ ) است. همچنین در الگوی (۷) می‌توان چنین نوشت.

$$\alpha(L, P) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p \quad (۸)$$

$$\beta_i(L, q_i) = 1 - \beta_{i1} L - \beta_{i2} L^2 - \dots - \beta_{iq} L^q \quad (۹)$$

در این الگو تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیحی را می‌توان با کمک یکی از ضوابط آکائیک<sup>۲</sup>، شوارتز - بیزین<sup>۳</sup> و حنان - کوئین<sup>۴</sup>، تعیین کرد.

برای مدل فوق در بلندمدت  $X_{it} = X_{it-1} = \dots = X_{it-q}$  و  $Y_t = Y_{t-1} = \dots = Y_{t-p}$  است، که بیانگر وقفه  $q$  ام از متغیر  $X$  است. بدین ترتیب معادله بلندمدت برای الگوی ARDL به صورت زیر بیان می‌شود.

- 
1. Pesaran, H. B, Shin
  2. Akaike
  3. Schwarts-Bayesian
  4. Hannan-Quinn

$$Y_t = a + \sum_{i=1}^k \theta_i X_i + \gamma W_t + v_t \quad (10)$$

برآورد الگوی ARDL، شامل دو مرحله برای برآورد ضرایب بلندمدت است. برای محاسبه ضرایب بلندمدت مدل از همان مدل پویا استفاده می‌شود. ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از رابطه (۱۱) به دست می‌آیند.

$$\theta_i = \frac{\hat{\beta}_i(1, q_i)}{1 - \hat{\alpha}(1, p)} = \frac{\hat{\beta}_{i0} + \hat{\beta}_{i1} + \dots + \hat{\beta}_{iq}}{1 - \hat{\alpha}_1 - \dots - \hat{\alpha}_p} \quad (11)$$

برای بررسی اینکه رابطه بلندمدت حاصل از این روش کاذب نیست، فرضیه زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد.

$$H_0 = \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 \geq 0 \quad (12)$$

$$H_1 = \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 < 0$$

در رابطه (۱۲)، فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت است، چون شرط آنکه رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود.

$$\frac{\sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^p S_{\hat{\alpha}}} \quad (13)$$

در اینجا اگر قدر مطلق به دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرچی، دولادو و مستر بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود.

## ۲- تحلیل اطلاعات و برازش مدل

مطابق با مباحث اقتصادسنجی در مورد مانایی متغیرها و برای جلوگیری از شکل‌گیری رگرسیون کاذب بین متغیرهای الگو ابتدا مانایی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد، برای این منظور از آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته استفاده می‌شود. نتایج به دست آمده از این آزمون در جدول ۱ خلاصه شده است.

جدول (۱): خلاصه محاسبات ریشه واحد متغیرهای مدل

نام متغیر	اندازه وقفه	اندازه جبری	آماره ADF	مقادیر مک کینون			وضعیت سری
				٪۱	٪۵	٪۱۰	
$\Delta \text{LnGINI}$	۲	عرض از مبدأ و روند	-۴/۵۲	-۳/۶	-۲/۹	-۲/۶	مانا I(1)
$\text{LnR\&D}$	۲	عرض از مبدأ و روند	-۴/۶۱	-۴/۳۰	-۳/۵۷	-۳/۲۲	مانا I(0)
$\text{Ln HEA}$	۲	عرض از مبدأ و روند	-۵/۴۹	-۳/۶۷	-۲/۹۷	-۲/۶۲	مانا I(0)
$\Delta \text{LnTFP}$	۲	عرض از مبدأ و روند	-۴/۳۴	-۳/۶۹	-۲/۹۸	-۲/۶۲	مانا I(1)
$\Delta \text{LnEDU}$	۲	عرض از مبدأ و روند	-۵/۵۱	-۳/۷۶	-۲/۷۸	-۲/۴۴	مانا I(1)
$\text{LnINFC}$	۲	عرض از مبدأ و روند	-۴/۳۱	-۳/۶۵	-۲/۸۷	-۲/۶۷	مانا I(0)

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول ۱ معین شده است، متغیرهای لگاریتم ضریب جینی، لگاریتم آموزش (تحصیلات)، لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی با یک بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند، به بیان دیگر متغیرهای اشاره شده I(1) می‌باشند. متغیرهای لگاریتم هزینه‌های عمرانی، لگاریتم مخارج تحقیق و توسعه (R&D) و لگاریتم شاخص بهداشت (سلامت) نیز در واحد سطح مانا بوده و I(0) هستند.

بعد از حصول اطمینان از پایایی (مانایی) متغیرها به برآورد مدل پویای خود توضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده از طریق ضابطه شوارتز - بیزین پرداخته شد.

نتایج تجربی حاصل از تخمین مدل در جدول ۲ گزارش شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود ضرایب مدل تخمینی در سطح ۱۰٪ معنی‌دار می‌باشند. مدل دارای ضریب تعیین ۹۲٪ بوده که نشان از توضیح مناسب متغیرهای توضیحی برای تبیین نابرابری درآمدی در بخش روستایی کشور دارد. در این تابع آزمون واریانس ناهمسانی به شیوه رهیافت LM و توسط نرم‌افزار Microfit Ver5 انجام شده است و فرضیه واریانس ناهمسانی در مدل مورد ابطال واقع شده است. مقدار آماره خی‌دو در این روش ۰/۹۰ است که این میزان فرضیه صفر مبتنی بر واریانس همسانی را رد نمی‌کند.

آماره h دوربین برای این برآورد در حدود ۱/۸۷ به دست آورده شده است که نشان از نبود مشکل خود همبستگی در الگو است. همچنین فرضیه تصریح مناسب مدل توسط آزمون رمزی مورد بررسی قرار گرفت و مورد ابطال واقع نشد.

جدول (۲): نتایج حاصل از مدل پویای (۰ و ۲ و ۲ و ۰ و ۱) ARDL

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
LnGINI (-1)	۰/۳۹	۰/۰۹	۴/۳۳
LnTFP	-۱/۲۱	۰/۵۹	-۲/۰۵
LnR&D	-۰/۱۱	۰/۰۳	-۳/۶۶
LnHEA	-۰/۰۶	۰/۰۲	-۳/۰۶
LnHEA(-1)	-۰/۰۴	۰/۰۱	-۴/۰۹
LnHEA(-2)	۰/۰۷	۰/۰۳	-۲/۳۳
LnINFC	-۰/۰۲	۰/۰۱	-۲/۰۹
LnINFC(-1)	-۰/۰۳	۰/۰۱	-۳/۰۶
LnINFC(-2)	-۰/۰۴	۰/۰۲	-۲/۰۴
LnEDU	-۰/۱۴	۰/۰۵	-۲/۸۱
Constant	-۴/۵۳	۲/۹۵	-۱/۵۳
F(7, 11) = ۱۳/۴۵		h. d = ۱/۸۷	R <sup>2</sup> = ۰/۹۲

منبع: یافته‌های تحقیق

حال با استفاده از ضریب متغیر با وقفه ارزش افزوده در مدل کوتاه‌مدت می‌توان فرضیه وجود رابطه بلندمدت (عدم ریشه واحد) بین متغیرهای الگو را مورد بررسی قرار داد، لذا می‌توان نوشت:

$$t = \frac{0.39 - 1}{0.09} = -6.77 \quad (۱۴)$$

با محاسبه آماره t و مقایسه آن با کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح ۹۵٪ یعنی مقدار ۳/۹۱-، فرضیه صفر رد و وجود یک رابطه تابعی بلندمدت برای مدل نابرابری درآمدی روستایی تأیید گردید. نتایج حاصل از رابطه بلندمدت برای مدل خطی آسافو - اهلوالیا به شکل جدول شماره ۳ است.

جدول (۳): نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت الگو

نام متغیر	ضرایب	خطای معیار	آماره t
LnTFP	-۰/۷۵	۰/۳۱	-۲/۴۶
LnR&D	-۰/۰۸	۰/۰۳	-۲/۶۶
LnHEA	-۰/۰۴	۰/۰۲	-۲/۰۳
LnINFC	-۰/۰۲	۰/۰۱	-۲/۰۰
LEDU	-۰/۱۱	۰/۰۵	-۲/۲۱
Constant	-۳/۲۱	۱/۹۷	-۱/۶۲

منبع: یافته‌های تحقیق

در الگوی بلندمدت، ضرایب مدل به غیر از عرض از مبدأ در سطح ۵٪ معنی‌دار می‌باشند. همان‌طور که در بخش روش‌شناسی پژوهش اشاره گردید برای صحت مدل خطی اهلوالیا - آسافو بایستی ضریب بهره‌وری کل در تابع دارای علامت منفی و معنی‌دار باشد. در این تابع ضریب

بهره‌وری کل عوامل تولید منفی و معنی‌دار بوده و اندازه کمیت آن در حدود (۰/۷۵-) می‌باشد. بر اساس این ضریب و با استناد به ادبیات موضوع می‌توان اشاره کرد که با ارتقای بهره‌وری درآمد و عایدی کشاورزان و روستائیان افزایش یافته و بدین ترتیب بر اساس دیدگاه شورا کس حجم نابرابری درآمدی کاهش می‌یابد. این موضوع منطبق بر نظریه دستمزد - کارایی در ادبیات اقتصاد کلان است. در الگوی بلندمدت نشان داده می‌شود که سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه کشاورزی به دلیل آثار سازنده آن بر تولید کالاهای باکیفیت و نیز ایجاد تخصص در بین روستائیان باعث تقویت مزد در بین اقشار کم درآمد گردیده و از این طریق موجبات توزیع برابر درآمد در اقتصاد را فراهم می‌آورد. به این ترتیب در الگوی بلندمدت هر یک درصد سرمایه‌گذاری در تحقیقات کشاورزی سبب ۰/۰۸ درصد کاهش نابرابری درآمدی می‌شود.

نرخ باسوادی (تحصیلات)، به عنوان یک متغیر اصلی در الگو دارای ضریب معنی‌دار (۰/۱۱-) بر کاهش نابرابری درآمدی در مناطق روستایی کشور است. به طوری که هر یک درصد افزایش در نرخ باسوادی سبب کاهش ۰/۱۱ درصدی در نابرابری درآمدی خواهد شد. از نظر تئوریک این موضوع به خاطر گسترش سرمایه انسانی اتفاق می‌افتد. به باور لوکاس در جهان امروز تقویت علم و گسترش مرزهای دانش از طریق سرمایه انسانی باعث تقویت عایدی نیروهای حتی غیرماهر در اقتصاد می‌شود. این رویکرد سبب می‌شود که اختلاف درآمد میان دهک‌های مختلف درآمدی رفته رفته کاهش یابد.

هزینه‌های عمرانی از قبیل مخارج تلفن، راه، برق یکی دیگر از متغیرهای دارای اثر بر نابرابری درآمدی در مناطق روستایی کشور است، به طوری که هر یک درصد تغییر در مخارج عمرانی سبب کاهش نابرابری درآمدی به میزان ۰/۰۲ واحد می‌شود. به نظر می‌رسد که تخصیص منابع در اقتصاد به منظور ایجاد زیر بناها به مثابه ایجاد بسترهای لازم برای مسابقه‌ای با شرایط برابر می‌باشد. ایجاد امکانات و گسترش ساختارها در مناطق روستایی نوعی سرمایه‌گذاری برای کاهش هزینه تمام شده محصولات بخش کشاورزی و صنایع مرتبط با آن بوده و بدین ترتیب این مقوله یک افزایش درآمد با پراکنش اندک برای روستائیان را تضمین خواهد کرد.

به علاوه رابطه بین نابرابری درآمدی و متغیر بهداشت و سلامتی نیز معنی‌دار و مطابق انتظار تئوریک است. هزینه‌های بهداشت و تقویت بسترهای لازم برای سلامت روستائیان باعث خواهد شد که امید به زندگی در این بخش از اقتصاد افزایش یافته و از طرفی به دوش کشیدن این هزینه‌ها از ناحیه دولت در حقیقت به منزله پرداخت نوعی یارانه برای آن‌ها محسوب خواهد

شد. این مسئله به اعتقاد هایامی (۲۰۰۹)، باعث توزیع بهتر درآمد در روستاها خواهد شد. یکی از مزیت‌های رهیافت مدل‌های رگرسیونی با وقفه‌های گسترده همراه بودن آن با الگوی تصحیح خطا می‌باشد. روش‌شناسی اقتصادسنجی الگوی تصحیح خطا ابتدا توسط سارگان (۱۹۶۴)<sup>۱</sup> معرفی شد و سپس توسط انگل - گرنجر (۱۹۸۷) به شهرت رسید. بر این اساس وجود همگرایی در بین متغیرهای اقتصادی مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطا را فراهم می‌آورد. الگوی فوق در واقع نوسان‌های کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد. در ادامه به منظور تحلیل روابط کوتاه‌مدت بین نابرابری روستایی و سایر متغیرهای مورد مطالعه از مدل تصحیح خطا استفاده گردید که نتایج آن در جدول ۴ آورده شده است.

جدول (۴): نتایج برآورد مدل تصحیح خطای فرضیه اهلوالیا - آسافو

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
$dLnTFP$	۱/۱۳	۰/۴۹	۲/۳۰
$dLnR\&D$	-۰/۱۰	-۰/۰۳	-۳/۳۳
$dLnHEA$	-۰/۰۳	-۰/۰۱	-۳/۰۰
$dLHEA1$	۰/۰۴	۰/۰۲	-۲/۰۱
$dLINF C$	-۰/۰۲	-۰/۰۱	-۲/۰۲
$dLINF C1$	-۰/۰۷	۰/۰۲	-۳/۵۰
$dLEDU$	-۰/۰۹	-۰/۰۴	-۲/۵۲
$dC$	۸/۶۱	۵/۵۰	۱/۵۶
$Ecm(-1)$	-۰/۶۷	-۰/۳۱	-۲/۱۶
$\cdot \sqrt{\Delta R^2} =$	$\sqrt{h.d} =$	$\Delta F =$	

منبع: یافته‌های تحقیق

منطبق با نتایج جدول بالا نابرابری درآمدی بخش روستایی با تفاضل تمامی متغیرها بغیر از تفاضل عرض از مبدأ در سطح ۵٪ رابطه معنی‌داری دارد. علامت ضرایب برآورد شده نیز مطابق با مبانی تئوریک است. ضریب جمله تصحیح خطا ( $ECM(-1)$ ) معنی‌دار و علامت آن مورد انتظار و منفی است.

مقدار این ضریب در مدل برابر با  $-۰/۶۷$  بوده و بدین معنی است که حدود ۶۷ درصد از انحرافات متغیر نابرابری درآمدی بخش روستایی از مقدار تعادلی درازمدت پس از گذشت یک دوره تعدیل می‌شود. بنابراین نشان داده شد که سرعت تعدیل در مدل فوق بالا است و می‌توان به اثرگذاری سیاست‌ها در کوتاه‌مدت امیدوار بود. این سرعت مطلوب برای تعدیل، زمینه‌های مساعدی را برای اجرای سیاست‌های کاهش نابرابری درآمدی از جمله سیاست افزایش مخارج روی آموزش و تحقیق و توسعه توسط دولت به وجود می‌آورد.

1. Sargan (1964)

### نتیجه‌گیری

روستاها در کشورهای در حال توسعه نظیر ایران دارای جایگاه ویژه‌ای در ادبیات توسعه اقتصادی می‌باشند. به اعتقاد متخصصان توسعه، بخش روستایی به عنوان متولی بخش کشاورزی می‌تواند نقش پیشرو در اقتصاد کلان را بازی کند. این موضوع دلیل اصلی ما برای تخصیص بهینه منابع درآمدی در مناطق روستایی به حساب می‌آید، بدین معنی که با کمک به کاهش نابرابری درآمدی در این بخش از کشور موتور اصلی اقتصاد روشن نگه داشته می‌شود. برای این منظور یک سری از عوامل مؤثر بر این کاهش نابرابری‌های درآمدی شناسایی شده‌اند که در این پژوهش به طور عمده به رابطه بهره‌وری کل عوامل تولید و عوامل ساختاری نظیر هزینه‌های تحقیق و توسعه و سرمایه انسانی با توزیع بهتر درآمد پرداخته شد. بنابراین از نتایج اصلی این تحقیق آن است که سرمایه‌گذاری در شاخص‌های سرمایه انسانی نظیر تحصیلات و بهداشت در روستاهای کشور به دلیل بالا بودن ضریب کشش آن‌ها در بلندمدت دارای تأثیر گسترده بر کاهش نابرابری درآمدی است.

علاوه بر آن در این مطالعه هزینه‌های تحقیقاتی بخش کشاورزی به دلیل آثار سرریز آن بر مزد بخش روستایی در توزیع عادلانه درآمد نقش فعالی را ایفا کرده است و بالاخره نتیجه اصلی این تحقیق آن است که فرضیه الگوی آسافو و اهلوالیاء مبنی بر رابطه بلندمدت میان بهره‌وری و نابرابری درآمدی در مناطق روستایی ایران مورد پذیرش واقع می‌شود.

با توجه به نتایج به دست آمده از یافته‌های این پژوهش به نظر می‌رسد که برای کاهش نابرابری درآمدی در مناطق روستایی کشور توصیه‌های زیر ضروری است:

۱- سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی (تحصیلات و بهداشت) در اولویت برنامه‌های دولت قرار گیرد، تا از این طریق هم از شکاف درآمدی بین شهر و روستا کاسته شود و هم در مرحله بعد درآمد بین دهک‌های درآمدی روستایی به هم نزدیک گردد.

۲- هزینه‌های دولت در مورد فراهم نمودن بسترهای ساختاری توسعه نظیر راه، برق و مخارج فناوری اطلاعات و ارتباطات هر چه بیشتر افزایش یابد تا شاهد ارتقای برابری درآمدی در این مناطق باشیم.

۳- بودجه‌های پژوهش و تحقیقات به عنوان نماد ورود فن‌آوری همگانی به روستاهای کشور فزونی یابد تا اقشار با درآمدهای پایین با استفاده از آثار سرریز این مانده آسمانی از دور باطل نابرابری درآمدی رهایی یابند.

۴- منطبق با نتایج این مطالعه ارتقای بهره‌وری کل عوامل تولید به عنوان بخشی از رشد اقتصادی مد نظر مسئولین قرار گیرد تا از این رهگذر بتوان رشد ایجاد شده را به شکل متوازن بین روستائیان تقسیم کرد.

## منابع

### الف - فارسی

۱. ابونوری، اسماعیل؛ اسنوندی، اسماعیل؛ «برآورد و ارزیابی سازگاری شاخص های نابرابری اقتصادی با استفاده از ریزداده ها در کشورهای منتخب»، مجله تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران، ۱۳۸۹، شماره ۷۱.
۲. باقرزاده، علی؛ کمیجانی، اکبر؛ «رابطه بین بهره‌وری و نابرابری درآمدی در ایران»، مجله توسعه روستایی دانشگاه تهران، ۱۳۹۰، شماره ۳.
۳. ترکمانی، جواد؛ «اثرات مخارج عمرانی دولت بر نابرابری در مناطق روستایی»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۳۸۸، شماره ۲۵.
۴. کفایی، محمد علی؛ نصیری، حسین؛ «ارزیابی شاخص‌های نابرابری در اقتصاد»، فصلنامه اقتصاد اسلامی، ۱۳۸۸، شماره ۳۲.
۵. مرادی، حسین؛ «بررسی نابرابری و فقر در بخش روستایی ایران»، مجله اقتصاد کشاورزی، ۱۳۹۱، شماره ۸۰.
۶. نوفرستی، محمد؛ «ریشه واحد و هم‌انباشتگی در اقتصادسنجی»، انتشارات رسا، تهران، ۱۳۸۷.
۷. هایامی، یوجی؛ *اقتصاد توسعه*، مترجم ارباب، حمیدرضا، انتشارات نی، تهران، ۱۳۹۱.

### ب - لاتین

8. Asafo, A; Ahlowalia, M; 2009, "**The linear model for Inequality and productivity**", Journal of Development Economics, Vol. 32.
9. Anderson, S; 2009, "**The income inequality and human capital cost in developing countries**", Journal of Development Economics, Vol. 34.
10. Blankena, D; 2011, "**Inequality and Education in Asia countries**", Journal of Agricultural Economics, Vol. 5.
11. Chakraborty, F; Gupta, D; 2010, "**Health and income inequality in Latin America countries**", Journal of Rural Economics, Vol. 3.
12. Denison, B; 2001, "**The survey of growth models**", Journal of Macroeconomics, Vol. 7.
13. Dao, S; 2007, "**Education and rural income inequality in some countries**", International Policy Research Journal, Vol. 11.
14. Lee, W; Huange, M; 2009, "**The role of productivity on inequality in China rural zones**", Journal of Asian Economics, Vol. 5.
15. Pesaran, B; Shin, Y; 1998, "**Unit root and econometric methods**", Journal of Econometrics, Vol. 15.
16. Sadoullet, G; 2009, "**Index of inequality and effective factors in Developing economics**", Journal of Economy, Vol. 13.

# برآورد روند شاخص امنیت اقتصادی در ایران (کاربرد منطق فازی)

تاریخ دریافت: ۹۰/۰۹/۰۸

تاریخ تأیید: ۹۲/۰۴/۰۵

حسین صادقی<sup>۱</sup>

دانشیار دانشگاه تربیت مدرس

امین گلوانی<sup>۲</sup>

دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه تهران

اعظم خوشخو<sup>۳</sup>

دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه تربیت مدرس

## چکیده

امنیت اقتصادی یکی از متغیرهای بسیار مهم و تأثیرگذار بر متغیرهای کلان اقتصادی است که مورد توجه زیاد دولت‌ها، سرمایه‌گذاران و برنامه‌ریزان می‌باشد. دسترسی به اطلاعات امنیت اقتصادی، سرمایه‌گذاران و برنامه‌ریزان را در اتخاذ سیاست‌ها و تصمیمات بهینه بسیار یاری خواهد نمود. بر این اساس در این تحقیق با بکارگیری روش منطق فازی و نرم‌افزار (MATLAB) اقدام به شبیه‌سازی و برآورد شاخص و روند امنیت اقتصادی در ایران برای دوره ۱۳۴۴ تا ۱۳۸۶ نمودیم. معیار فوق از آن جهت دارای اهمیت است که می‌توان تأثیر اجرای سیاست‌های مختلف دولت را بر میزان افزایش و یا کاهش امنیت اقتصادی در کشور بررسی نمود. نتایج برآورد نشان می‌دهد که بیشترین مقدار شاخص امنیت اقتصادی مربوط به سال ۱۳۵۵ و کمترین مقدار آن مربوط به سال ۱۳۶۱ می‌باشد. همچنین در ده سال آخر دوره مورد بررسی، این شاخص روند رو به رشدی از خود نشان داده است.

واژگان کلیدی: امنیت اقتصادی، منطق فازی، رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی

طبقه‌بندی موضوعی: E27, E22

## مقدمه

امنیت در لغت به معنای فراغت از تهدید یا حمله و یا آمادگی برای رویارویی با هر تهدید و حمله است. امنیت از اولیة ترین نیازهای یک جامعه به منظور رسیدن به رشد پایدار، توسعه اقتصادی و افزایش سطح زندگی مردم یک کشور بوده و در واقع پایه و

1. Email: sadeghih@modares.ac.ir

2. Email: gallavani@gmail.com

3. Email: akhoshkhoo@yahoo.com

«نویسنده مسئول»

زیربنای هر اقدامی در جهت توسعه اقتصادی، سیاسی و اجتماعی می‌باشد؛ چرا که هیچ‌یک از متغیرهای اقتصادی نمی‌تواند در بستری ناامن رشد پیدا نماید. امنیت یک مقوله بسیار گسترده است و در همه ابعاد زندگی فردی و اجتماعی بشر ظاهر شده و تمام فعالیت‌های آنان را تحت تأثیر خود قرار می‌دهد.

در دوران جنگ جهانی دوم و بعد از آن، به خصوص در دوران جنگ سرد اولویت امنیتی کشورها بیشتر در مقابل تهدیدات نظامی و اطلاعاتی موضوعیت داشت و به دلیل شرایط حاکم، امنیت اقتصادی چندان مورد توجه کشورها قرار نمی‌گرفت. با پایان یافتن مجادلات سیاسی و نظامی و آغاز فصل جدید در تعاملات بین‌المللی، این اولویت‌ها نیز دچار تغییرات و تحولات فراوانی گردید. کشورها برای رسیدن به پیشرفت و توسعه اقتصادی، امنیت اقتصادی را بیش از پیش مورد توجه قرار دادند، چرا که متوجه شدند با ایجاد بستری آرام و کم‌مخاطره می‌توانند از سرمایه‌گذاری داخلی حمایت کرده و راه را برای ورود هر چه بیشتر سرمایه‌های خارجی به داخل کشورشان فراهم کنند. در این راستا سعی نمودند عواملی را که امنیت اقتصادی را کاهش می‌دادند از بین ببرند و عوامل افزایش‌دهنده امنیت اقتصادی را تقویت نمایند. روند جهانی شدن و گسترش تجارت میان کشورها از مهم‌ترین دلایلی بود که امنیت اقتصادی را در مرکز توجه امنیت کشورها قرار داد.

با پی بردن به اهمیت امنیت اقتصادی در راستای دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی، امنیت اقتصادی به طور گسترده مورد توجه محققان مختلف قرار گرفت. در اغلب مطالعات انجام گرفته توسط محققان، رابطه امنیت اقتصادی با متغیرهای کلان اقتصادی را مورد توجه قرار داده است که از این مطالعات می‌توان به موارد زیر اشاره نمود.

استرلی و لوین<sup>۱</sup> (۱۹۹۷) در مطالعه خود بر روی داده‌های مقطعی نشان دادند که تقسیم‌بندی‌های نژادی، رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. همچنین مائورو<sup>۲</sup> (۱۹۹۵) در بررسی خود نشان داد که سرمایه‌گذاری تحت تأثیر فساد، نظام قضایی و موانع اداری قرار دارد. علاوه بر این، مائورو (۱۹۹۶) در تحقیق دیگر خود نشان داد که فساد علاوه بر سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی را نیز به طور مستقیم تحت تأثیر قرار می‌دهد.

در بررسی دیگری که برونٹی، کیسنکو و ودر<sup>۳</sup> (۱۹۹۶) انجام داده‌اند، تأثیرپذیری رشد اقتصادی

---

1. Easterly and Levine

2. Mauro

3. brunetti, Kisunko and Weder

و سرمایه‌گذاری از امنیت اقتصادی را با استفاده از شاخص اعتمادپذیری اثبات نمودند. السینا و همکاران<sup>۱</sup> (۱۹۹۲) و ژیما برمپونگ و تراینور<sup>۲</sup> (۱۹۹۶) تأثیر مثبت ثبات سیاسی را بر پس‌انداز و رشد اقتصادی در قاره آفریقا نشان داده‌اند. کماندر، داوودیو لی<sup>۳</sup> (۱۹۹۷) اثر شاخص کیفیت دیوان‌سالاری را بر رشد اقتصادی در طول زمان و در بین کشورهای مختلف تأیید کرده‌اند. پویرسون<sup>۴</sup> (۱۹۹۸) در مطالعه خود شواهد تجربی را در تأیید این دیدگاه که امنیت اقتصادی در تقویت سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی نقش دارد، ارائه کرده‌است. شریف‌آزاده و حسین‌زاده‌بحرینی (۱۳۸۲) در مطالعه خود چگونگی تأثیرپذیری سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران از متغیرهای امنیتی را آزمون کرده‌اند. عزتی و دهقان (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای به تبیین رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی و امنیت اقتصادی پرداخته‌اند. این حجم بالای مطالعات در زمینه امنیت اقتصادی نشان‌دهنده توجه زیاد محققان و همچنین اهمیت زیاد این موضوع می‌باشد.

با توجه به اهمیت و ضرورت امنیت اقتصادی، در این مطالعه به دنبال برآورد شاخصی برای امنیت اقتصادی در اقتصاد ایران خواهیم بود؛ چرا که اگر نتوان چیزی را اندازه‌گیری کرد، نمی‌توان نسبت به بهبود و ارتقای آن اقدام نمود. لذا ارائه شاخصی که بتوان امنیت اقتصادی را با آن اندازه‌گیری کرد و نوسانات آن را طی زمان نشان داد ضروری به نظر می‌رسد. معیار فوق از آن جهت دارای اهمیت است که می‌تواند تأثیر اجرای سیاست‌های مختلف دولت را بر میزان افزایش و یا کاهش امنیت اقتصادی در کشور نشان دهد. از طرفی امنیت اقتصادی مفهومی ذهنی و دارای ابعاد و پیامدهای گوناگون می‌باشد که اندازه‌گیری آن را با مشکلات خاصی مواجه می‌کند، به دلیل آنکه سنجش و یا مشاهده مستقیم این پدیده گاهی غیرممکن به نظر می‌رسد. بدین منظور برای برآورد آن لازم است به روش‌های غیرمستقیم متوسل شد. در سال‌های اخیر استفاده از سیستم‌های فازی برای اندازه‌گیری روند و محاسبه شاخص پدیده‌هایی که به طور تجربی قابل مشاهده نیستند، بسیار رایج شده است. سیستم‌های فازی، سیستم‌های مبتنی بر دانش فرد خبره هستند و این امکان را فراهم می‌کنند که بتوان با بهره‌گیری از آن مفاهیم نادقیق و مبهم را مورد سنجش قرار داد. از این رو در سال‌های اخیر سنجش متغیرهای مبهم و غیرقابل مشاهده‌ای نظیر برآورد روند رفاه، روند تخریب زیست محیطی، عدالت، اقتصاد

---

1. Alesina and et al

2. gymah-Brempong and Traynor

3. Commander and et al

4. Poirson

زیرزمینی و روند فساد در کشور با استفاده از روش سیستم‌های فازی انجام شده است. با توجه به مباحث مطرح شده اهداف تحقیق، محاسبه شاخصی با استفاده از روش فازی برای اندازه‌گیری امنیت اقتصادی و همچنین بررسی روند این شاخص در اقتصاد ایران می‌باشد. سؤالی که در این مطالعه به دنبال پاسخ آن هستیم را می‌توان بدین صورت بیان کرد: «روند شاخص فازی امنیت اقتصادی در سال‌های ۱۳۴۴ تا ۱۳۸۶ در اقتصاد ایران چگونه بوده است؟» و فرضیه تحقیق را این طور مطرح می‌کنیم که، «شاخص فازی امنیت اقتصادی در اقتصاد ایران در سال‌های گذشته از روند صعودی برخوردار بوده است».

شاخص را می‌توان این طور تعریف نمود: «مقداری که با تغییرات خود، دگرگونی‌های روی داده در طی زمان و مکان را نشان می‌دهد، ولی آن دگرگونی‌ها که دامنه آن به گونه‌ای است که قابلیت اندازه‌گیری مستقیم، به خودی خود یا مشاهده مستقیم در عمل ندارد» (مخزن موسوی، ۱۳۸۷).

در این مطالعه به ترتیب زیر عمل می‌نمایم. در بخش اول به ابعاد امنیت، و مفهوم امنیت اقتصادی پرداخته می‌شود. در بخش دوم به معرفی شاخص‌های امنیت اقتصادی و ریسک اقتصادی و همچنین معرفی برخی از مؤسسات معتبر بین‌المللی که در زمینه امنیت اقتصادی فعالیت دارند، پرداخته شده است. در بخش سوم این مطالعه به تبیین مبانی نظری رابطه بین امنیت اقتصادی با رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری پرداخته شده و در بخش چهارم برخی از مطالعات انجام گرفته در حوزه امنیت اقتصادی بیان شده است. بخش پنجم این مطالعه به متدولوژی منطق فازی اختصاص داده شده است. در بخش ششم به توضیح چگونگی برآورد روند امنیت اقتصادی در ایران پرداخته‌ایم و در نهایت در بخش هفتم یافته‌های تجربی این مطالعه بیان شده است.

## ۱- مفهوم امنیت اقتصادی

به طور کلی چهار حوزه اصلی شامل امنیت اقتصادی، سیاسی، اجتماعی - فرهنگی و نظامی برای امنیت ملی قابل تصور است (میرمحمدی، ۱۳۸۲). در یک نگاه کلی امنیت اقتصادی فضایی است برآمده از یک نظام متشکل از نهادهای کارآمد مالی، قضایی و اداری، سیاست‌گذاری‌های مناسب، باثبات و قابل اعتماد دولت، قانونگذاری شفاف و به جا که، فضای مناسب را برای فعالان اقتصادی فراهم می‌کنند. چرا که فعالان اقتصادی در فضای پرمخاطره و

بدون امنیت اقدام به سرمایه‌گذاری نخواهند کرد و سرمایه خود را به خطر نخواهند انداخت. امنیت اقتصادی را می‌توان مجموعه‌ای به هم پیوسته از متغیرها و عوامل اقتصادی به شمار آورد که ماهیتی اقتصادی دارند، اما تأثیرگذاری و تأثیرپذیری آن‌ها به محدوده اقتصادی محدود نشده و حوزه‌های مختلف سیاسی، اجتماعی، فرهنگی و نظامی را نیز در بر می‌گیرند (میرمحمدی، ۱۳۸۲).

وضعیت مناسب هر کشور از نظر شاخص‌های امنیت اقتصادی بیانگر کارآمدی نهادهای مالی، قضایی و اداری، سیاست‌گذاری‌های مناسب، باثبات و قابل اعتماد دولت و قانونگذاری شفاف و به جا می‌باشد. به بیانی دیگر هر چه کشوری از این منظر در وضع بهتری باشد و پیش‌بینی‌ها و انتظارات از آن امیدوار کننده‌تر باشد، سرمایه‌گذاری برای گسترش رابطه تجاری با چنین کشورهایی می‌تواند تأمین منابع اقتصادی کشور در بلندمدت را تضمین نموده و ریسک مبادلات را کاهش دهد. هر چه کشوری از جایگاه نامناسب‌تری برخوردار باشد ریسک سرمایه‌گذاری در گسترش روابط تجاری با آن‌ها کمتر خواهد بود.

نتایج مطالعات مختلف انجام شده این واقعیت را بیان می‌کند که امنیت اقتصادی، ترکیبی از چندین شاخص متفاوت بوده و در مطالعات مختلف این شاخص‌ها لزوماً یکسان نیست. از آنجایی که یک تعریف و شاخص مورد اجماع در خصوص امنیت اقتصادی در مطالعات صورت گرفته وجود نداشته، شاخص‌های تخمین زده شده برای امنیت اقتصادی از یک مطالعه به مطالعه دیگری ممکن است متفاوت باشد. به منظور یکسان‌سازی تعاریف و شاخص‌های امنیت اقتصادی، چندین مؤسسه بین‌المللی و خصوصی در سطح جهان اقدام به تهیه شاخص‌های ترکیبی می‌کنند که تا اندازه‌ای می‌توانند در ارائه یک تعریف مشترک برای شاخص امنیت اقتصادی کارآمد باشند. از سوی دیگر، امنیت اقتصادی به شدت رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری و در نهایت قدرت رقابتی و قیمت تمام شده محصولات تولیدی یک کشور را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

## ۲- شاخص‌های امنیت اقتصادی و ریسک اقتصادی

ریسک کشورها یکی از مهم‌ترین معیارهای ارزیابی امنیت اقتصادی و تعیین سطح روابط اقتصادی (تجارت، سرمایه‌گذاری و ...) بین دو کشور و بنگاه است و کشورها و بنگاه‌ها بر اساس آن به ویژه در کشورهای در حال توسعه تصمیم‌گیری و برنامه‌ریزی می‌کنند. برای محاسبه ریسک، از شاخص‌های مختلفی استفاده می‌شود که هر کدام از شاخص‌ها بخشی از

ریسک و مخاطره کشور و بنگاه را نشان می‌دهند. شاخص ریسک هر کشوری در واقع بیانگر اوضاع اقتصادی، سیاسی و اجتماعی کشور است و میزان اعتماد به آن کشور را در زمینه سرمایه‌گذاری و بازگشت اصل و سود آن و همچنین روابط و تعاملات دو و چند جانبه در ابعاد مختلف، نشان می‌دهد.

مؤسسات بین‌المللی متعددی به طور منظم شاخص‌های را تحت عنوان رتبه ریسک کشوری محاسبه و اعلام می‌کنند. از آنجا که هر یک از این مؤسسات، روش و متدولوژی خاص خود را دارند، نتایج به دست آمده ممکن است، یکسان نباشد. از مهم‌ترین مؤسسات و منابع محاسبه و انتشار شاخص‌های ریسک می‌توان به موارد زیر اشاره نمود: مؤسسه پی. آر. اس<sup>۱</sup>، مؤسسه کوفاس<sup>۲</sup>، ای. آی. یو<sup>۳</sup>، بانک جهانی<sup>۴</sup>، مؤسسه فیتچ<sup>۵</sup>، استاندارد و پورز<sup>۶</sup>، مودیز<sup>۷</sup>، بنیاد هریتیج<sup>۸</sup> و فریدام هاوس<sup>۹</sup>.

در این قسمت به طور خلاصه به مواردی که مؤسسه پی. آر. اس و بنیاد هریتیج در محاسبه امنیت و ریسک اقتصادی مد نظر قرار می‌دهند اشاره می‌نمایم.

#### ۱-۲- مؤسسه پی. آر. اس (PRS)

پی. آر. اس شعبه‌ای از مؤسسه ای. بی. سی<sup>۱۰</sup> است که در سال ۱۹۸۰ در نیویورک تأسیس شده و وظیفه جمع‌آوری اطلاعات در مورد کشورهای مختلف به منظور اطلاع‌رسانی به سرمایه‌گذاران را بر عهده دارد.

از فاکتورهای که مؤسسه پی. آر. اس در اندازه‌گیری شاخص امنیت و ریسک اقتصادی در نظر می‌گیرد می‌توان به قدرت رهبری دولت، ریسک منازعات خارجی، فساد، حاکمیت قانون، کشمکش‌های نژادی، تروریسم سیاسی، خطر جنگ داخلی، کیفیت دیوان‌سالاری، ریسک نکول قراردادهای توسط دولت و ریسک مصادره اموال اشاره کرد.<sup>۱۱</sup>

1. Political Risk Service (PRS)

2. Coface

3. Economic Intelligence Unit (EIU)

4. World Bank

5. Fitch

6. Standard and Poors (S&P)

7. Moodys

8. Heritage Foundation

9. Freedom House

10. Investment Business With Knowledge

۱۱. برای مطالعه بیشتر به کتاب «امنیت اقتصادی در ایران» تألیف دکتر مرتضی عزتی و محمد علی دهقان

## ۲-۲- بنیاد هریتیج

بر اساس رویکرد بنیاد هریتیج به مقوله امنیت اقتصادی، این دولت‌ها هستند که با فشار یا اجبار بیش از حد نیاز، عرصه را بر بخش خصوصی تنگ کرده و محیط را برای آن‌ها ناامن می‌سازند. امنیت اقتصادی و سرمایه‌گذاری در جایی مستقر می‌شوند که در آن آزادی اقتصادی از سوی دولت تأمین و تضمین شده باشد.

از مواردی که بنیاد هریتیج در برآورد شاخص خود مدنظر قرار می‌دهد، می‌توان به سیاست تجاری، دخالت دولت، سرمایه‌گذاری خارجی، قیمت و دستمزد، قوانین و مقررات، مالیات، سیاست پولی، بانکداری، حقوق مالکیت و اقتصاد (بازار) سیاه<sup>۱</sup> اشاره نمود.<sup>۲</sup>

در زمینه شاخص امنیت اقتصادی هر کدام از مؤسسه‌ای که در بالا ذکر شد روش و متغیرهای خاصی برای برآورد این شاخص مدنظر قرار می‌دهند که در بالا به برخی از متغیرهایی که این مؤسسه‌ها مورد استفاده قرار می‌دهند، اشاره شده است. در داخل کشور در زمینه برآورد شاخص امنیت اقتصادی مطالعه‌ای انجام نگرفته است. مطالعات انجام گرفته در داخل بیشتر به اندازه‌گیری امنیت اقتصادی بر اساس شاخص‌های موجود پرداخته‌اند و در یک مورد عزتی و دهقان (۱۳۸۷) با در نظر گرفتن متغیرهای نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ رشد درآمد ملی، نرخ رشد پس‌انداز ناخالص، نرخ رشد سرمایه‌گذاری، نرخ رشد سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، نرخ رشد بدهی بخش دولتی به نظام بانکی، نرخ رشد قیمت ارز و ... با استفاده از سیستم‌های خودرگرسیون برداری به تأثیر تکانه‌های این متغیرها بر رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری به عنوان مظاهری از امنیت اقتصادی پرداخته‌اند.

شاخص‌ها و روش‌های فراوانی دیگری نیز برای اندازه‌گیری امنیت اقتصادی وجود دارد که برای جلوگیری از طولانی شدن مطلب از بیان آن‌ها در این بخش خودداری می‌نمایم. مزیت روش به کار گرفته شده در این مطالعه نسبت به روش‌های دیگر، بهره‌گیری از منطق فازی می‌باشد. بر این اساس که اغلب متغیرهای مؤثر در امنیت اقتصادی ماهیتی فازی دارند و برای

---

مراجعه نماید

1. The black economy

۲- برای مطالعه بیشتر به کتاب «امنیت اقتصادی در ایران و چند کشور منتخب» تألیف دکتر شهزاد برومند و همکاران مراجعه فرماید.

استفاده از این متغیرها باید از منطق فازی بهره گرفته شود.

### ۳- امنیت اقتصادی، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی

در اکثر مطالعات تجربی از تغییرات و نوسانات دو حوزه رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به عنوان نشانه‌های وجود یا عدم وجود امنیت اقتصادی و اندازه آن استفاده شده است، یا به عبارتی دیگر این دو حوزه به عنوان نمادی از وجود و عدم وجود امنیت اقتصادی منظور می‌گردد.

در این مطالعه هم بر اساس مبانی نظری موجود و مطالعات تجربی انجام گرفته در این حوزه از دو متغیر رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری به عنوان برآیند متغیرهای شکل‌دهنده امنیت اقتصادی که در قالب این دو متغیر نمود پیدا کرده‌اند، استفاده شده است.

محیط امن اقتصادی، در کشورهای در حال توسعه عامل مهمی برای تقویت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و بهره‌مندی از مزایای آن در جهت بهبود رشد اقتصادی محسوب می‌شود. بهبود امنیت اقتصادی از طریق کاهش نااطمینانی به بازده سرمایه، باعث افزایش سطح سرمایه‌گذاری شده و عواملی که نااطمینانی به بازده سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهند به طور مستقیم از طریق افزایش کارایی تخصیص منابع، رشد اقتصادی را نیز تقویت می‌کنند (Poirson, 1998).

وجود امنیت اقتصادی، بستر لازم را برای رشد پایدار اقتصادی و توسعه سرمایه‌گذاری فراهم می‌کند. اگر چه فرآیند رشد و توسعه اقتصادی علاوه بر امنیت اقتصادی نیازمند زیر ساخت‌ها و عوامل بسترساز دیگری نیز هست، ولی در این میان امنیت اقتصادی یک عامل اساسی به شمار می‌رود و بدون آن - حتی در صورت وجود سایر عوامل زیربنایی - رشد اقتصادی امکان‌پذیر نبوده و توسعه سرمایه‌گذاری هم در یک محیط ناامن اقتصادی تحقق‌پذیر نیست (عزتی و دهقان، ۱۳۸۷).

نحوه ارتباط و اثرگذاری امنیت اقتصادی بر حوزه‌های رشد اقتصادی و توسعه سرمایه‌گذاری را می‌توان در موارد زیر خلاصه کرد:

الف- از طریق کاهش نااطمینانی نسبت به بازده طرح‌های سرمایه‌گذاری، تقاضای سرمایه‌گذاری را افزایش داده و از این طریق ابتدا سرمایه‌گذاری و سپس رشد اقتصادی را بهبود می‌بخشد.

ب- امکان عملکرد صحیح نهادهای اقتصادی را فراهم می‌کند و این امر باعث افزایش میزان کارایی و در نتیجه افزایش رشد اقتصادی و توسعه سرمایه‌گذاری می‌شود.

ج- بسیاری از هزینه‌های جانبی تولید، نظیر هزینه‌های پوشش ریسک و نگهداری ذخایر احتیاطی را کاهش می‌دهد و با افزایش بازده بالقوه طرح‌های سرمایه‌گذاری، امکان توسعه سرمایه‌گذاری و ارتقای رشد اقتصادی را فراهم می‌کند.

ه- از طریق کاهش نااطمینانی نسبت به آینده، امکان تخصیص بهینه منابع را فراهم کرده و از این طریق رشد اقتصادی را تقویت می‌نماید.

و- درصد تحقق برنامه‌ریزی‌های انجام شده در بخش تولید و سرمایه‌گذاری را بالا برده و در نتیجه امکان افزایش سود بنگاه‌های اقتصادی و تولیدی فراهم می‌شود.

ز- عملکرد نهادهای مالی بهبود یافته و با کاهش ریسک تأمین منابع مالی، توان آن‌ها در تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد و با افزایش آن، شرایط لازم برای افزایش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی فراهم می‌گردد (عزتی و دهقان، ۱۳۸۷).

امنیت اقتصادی فاقد یک شاخص محاسبه شده به صورت سری زمانی مشخص بوده و از طریق نشانه‌های آن در سه حوزه رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری و نااطمینانی نسبت به آینده رهگیری می‌شود. به عبارت دیگر، عدم تعادل و بی‌ثباتی ایجاد شده در روند رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری را می‌توان شواهدی از بروز ناامنی اقتصادی در شکل جامع و تعریف شده آن دانست (عزتی و دهقان، ۱۳۸۷: ۵۳).

#### ۴- مرور مطالعات انجام گرفته

در زمینه برآورد امنیت اقتصادی مطالعات بسیار کمی در سطح جهان انجام گرفته است و بیشتر مطالعات انجام گرفته در زمینه امنیت اقتصادی به بررسی رابطه بین امنیت اقتصادی و متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته‌اند که در مقدمه این مطالعه به برخی از این مطالعات اشاره شده است. البته برخی از مؤسسه‌های معتبر بین‌المللی همه ساله بر اساس شاخص‌های مدنظر خود امنیت اقتصادی و ریسک اقتصادی را برای اغلب کشورهای جهان محاسبه کرده و کشورهای مورد بررسی را رتبه‌بندی نیز می‌نمایند که در قسمت دوم این مطالعه به برخی از این مؤسسات بین‌المللی و شاخص‌های مدنظر این مؤسسات برای اندازه‌گیری امنیت اقتصادی به اختصار پرداخته شده است.

#### ۴-۱- امنیت اقتصادی در ایران

در ایران نیز مطالعاتی در زمینه امنیت اقتصادی انجام گرفته است که بیشتر به اندازه‌گیری امنیت اقتصادی بر اساس شاخص‌های موجود یا به بررسی رابطه امنیت اقتصادی با متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته‌اند. در این بخش به دو مورد از مطالعات که به اندازه‌گیری امنیت اقتصادی بر اساس شاخص‌های موجود اقدام نموده‌اند، اشاره می‌شود.

گرچی و هاشمیان (۱۳۸۶) در مطالعه خود با عنوان تحلیل تطبیقی مؤلفه‌های امنیت اقتصادی در ایران، با استفاده از شاخص موریس<sup>۱</sup>، امنیت اقتصادی را برای ایران و ۱۰۴ کشور دیگر جهان در طی دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۲ محاسبه کرده و بر اساس شاخص محاسبه شده، کشورهای مورد بررسی را طبقه‌بندی کردند. برومند و همکاران (۱۳۸۷) در مطالعه خود با استفاده از شاخص‌های امنیت اقتصادی مؤسسات، هریتیج، فریدام هاوس و شاخص بانک جهانی به بررسی وضعیت امنیت اقتصادی ایران و کشورهای، عربستان سعودی، کره جنوبی، آفریقای جنوبی، کانادا، ترکیه، روسیه، نروژ، برزیل و هندوستان در بازه زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۷ پرداخته‌اند.

#### ۵- متدولوژی منطق فازی

منطق فازی به ابزاری مهم در زمینه‌های مختلف اعم از مهندسی کنترل و سیستم‌های تجاری تبدیل شده است (Tanaka and Nimura, 2007). فازی، الگوریتم متکی بر استفاده از عبارات زبانی برای توصیف مقادیر متغیرها و روابط بین آن‌ها می‌باشد (Lotfi zadeh, 1965). مجموعه فازی را می‌توان به صورت زیر تعریف کرد:

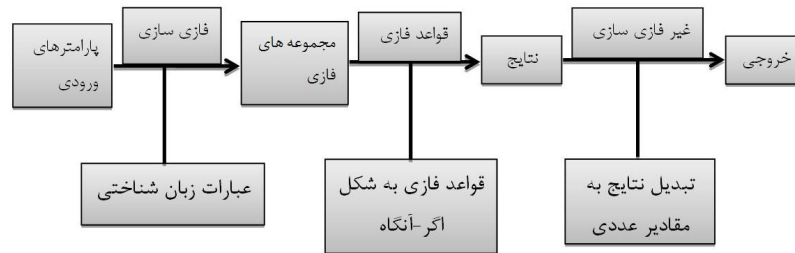
$$A = \{(x_1, \mu_1); (x_2, \mu_2); (x_3; \eta_3); \dots\}$$

که در آن A یک مجموعه فازی، x یک مقدار عددی و  $\mu$  تابع عضویت که در محدوده صفر تا یک، می‌باشند. به عنوان مثال، اگر دمای هوا را بین صفر تا ۴۰ درجه سانتیگراد در نظر بگیریم. پس خیلی گرم بودن هوا توسط مجموعه فازی به صورت زیر تعریف می‌گردد.

$$Hot = \{(0,0); (20,0.4); (40,1)\}$$

این مجموعه فازی نشان می‌دهد که در صفر درجه سانتیگراد اصلاً گرم نیست، در ۲۰ درجه سانتیگراد هوا کمی گرم است و در ۴۰ درجه سانتیگراد هوا خیلی گرم است. می‌توان گفت که توابع عضویت یک تکنیک برای حل مسائل تجربی به جای استفاده از دانش تئوریک می‌باشد.

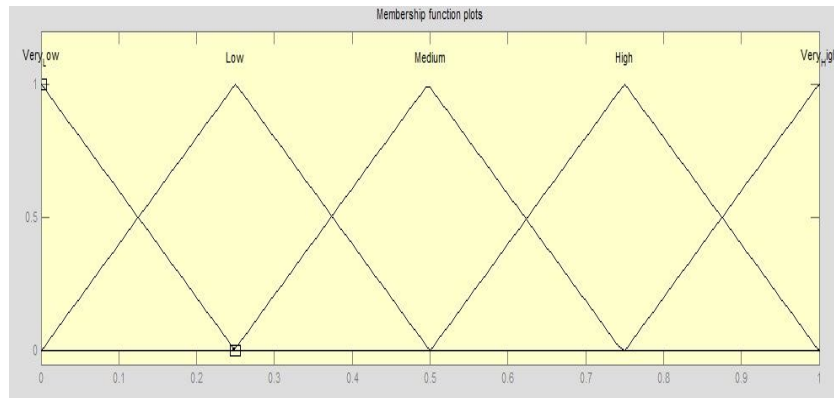
سیستم‌های فازی، یک چارچوب محاسباتی پرتعداد بر مبنای مفهوم مجموعه‌های فازی، قواعد «اگر – آنگاه» و استدلال فازی هستند. شکل کلی سیستم استنتاج فازی در شکل ۱ نشان داده شده است.



شکل (۱) - شکل کلی سیستم استنتاج فازی

ساختار پایه‌ای سیستم‌های فازی از سه بخش مفهومی تشکیل می‌شود. بخش اول، فازی‌سازی می‌باشد. بخش دوم، قواعد هستند که شامل گزینشی از قواعد فازی می‌باشد. بخش سوم، غیرفازی‌سازی می‌باشد. در هنگام ایجاد سیستم فازی، در ابتدا باید پارامترهای مؤثر بر (ورودی‌ها) سیستم تعیین گردد. سپس، هر کدام از پارامترهای مؤثر با توجه به مجموعه‌های فازی تعریف می‌گردند و هر کدام درجه عضویتی دریافت می‌کنند. در مجموعه‌های فازی تغییر عضویت ناگهانی نیست بلکه به صورت تدریجی است. در این مجموعه‌ها درجه عضویت عددی بین صفر تا یک می‌باشد. این مجموعه‌های فازی با عبارات زبان‌شناختی مانند خیلی کم، کم، متوسط و ... نشان داده می‌شوند، که بیانگر شرایط فیزیکی متغیرها می‌باشند (شکل ۲).

نوع تابع عضویت به کار گرفته شده، بر اساس مورد استفاده آن در مطالعات مختلف متفاوت می‌باشد. در این مطالعه بر اساس کارایی بالا و شیب یکنواخت تابع عضویت، از توابع عضویت مثلثی بهره‌گرفته شده است.



شکل (۲) - شکل تابع عضویت مثلثی

این نکته باید مد نظر قرار گیرد که، الگوریتم به صورت منطقی به عنوان درجه‌ای از فازی بودن در تطابق با داده‌ها و رفتار طبیعی سیستم کار خواهد کرد. پس، قواعد فازی بین متغیرها به شکل اگر - آنگاه بر اساس داده‌ها و سیستم تصمیم‌گیری خبر نوشته شده‌اند. در نهایت، نتایج غیرفازی شده با مقادیر مشخص با استدلال از مجموعه‌های فازی به دست می‌آید.

#### ۶- برآورد روند امنیت اقتصادی در ایران

در این قسمت به معرفی روش برآورد روند امنیت اقتصادی در ایران و شبیه‌سازی آن به صورت یک سری زمانی برای سال‌های ۱۳۴۴ تا ۱۳۸۶ می‌پردازیم. در الگویی که معرفی خواهد شد برخلاف روش‌های رگرسیونی، استنباط آماری خاصی ارائه نمی‌شود. در اینجا بر اساس نظریه‌های اقتصادی و شواهد تجربی به دست آمده در مطالعاتی که در زمینه امنیت اقتصادی صورت پذیرفته‌اند، دو متغیر رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی انتخاب گردیده است، تا بر اساس این دو متغیر یک شاخص محدود به فاصله [۰ و ۱] برای نشان دادن روند امنیت اقتصادی در ایران مشخص گردد.

در این تحقیق، دو متغیر رشد اقتصادی (رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶) و سرمایه‌گذاری (سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶) به عنوان متغیرهای مؤثر بر روند امنیت اقتصادی در نظر گرفته شده است. داده‌های استفاده شده در این تحقیق از درگاه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده‌اند.

## ۶-۱- فازی‌سازی متغیرها و ایجاد پایگاه قواعد فازی

جهت تخمین توابع عضویت، ابتدا یک میانگین متحرک برای دو متغیر رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، تعیین گردیده است. در تعیین میانگین متحرک برای آنکه چرخه‌های احتمالی در داده‌ها به حساب آورده شود، یکی از داده‌های حداقل شش ساله در میانگین متحرک گنجانده شده است. برای اینکه معیاری برای امنیت اقتصادی برای دوره ۱۳۴۴ تا ۱۳۸۶ داشته باشیم، برای به دست آوردن میانگین متحرک از سال ۱۳۳۸ شروع می‌کنیم و برای هر سال، متوسط مقدار شش سال گذشته داده‌ها را به عنوان مقدار نرمال در نظر می‌گیریم. برای مرحله اول، یعنی فازی‌سازی داده‌های ورودی (رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی) از توابع مثلثی با پنج حالت (خیلی کم، کم، متوسط، زیاد و خیلی زیاد) برای هر یک از متغیرها استفاده شده است. برای مرحله دوم و ایجاد پایگاه قواعد فازی، تعداد قواعد از رابطه  $n^t$  به دست می‌آید که در آن،  $n$  تعداد متغیرهای زبانی و  $t$  تعداد متغیرهای مستقل می‌باشد. در این مطالعه پنج متغیر زبانی در نظر گرفته شده است و با وجود دو متغیر مستقل تعداد قواعد فازی که باید در پایگاه قواعد فازی ایجاد شود ۲۵ قاعده می‌باشد، که در جدول ۱ این قواعد آورده شده است.

جدول (۱): قواعد تصمیم‌گیری فازی برای امنیت اقتصادی

قواعد	اگر	سرمایه‌گذاری بخش خصوصی	رشد اقتصادی	آنگاه	امنیت اقتصادی
۱		خیلی زیاد	خیلی زیاد	خیلی زیاد	خیلی زیاد
۲		خیلی زیاد	زیاد	زیاد	خیلی زیاد
۳		خیلی زیاد	متوسط	متوسط	زیاد
۴		خیلی زیاد	کم	کم	زیاد
۵		خیلی زیاد	خیلی کم	خیلی کم	متوسط
۶		زیاد	خیلی زیاد	خیلی زیاد	خیلی زیاد
۷		زیاد	زیاد	زیاد	زیاد
۸		زیاد	متوسط	متوسط	زیاد
۹		زیاد	کم	کم	متوسط
۱۰		زیاد	خیلی کم	خیلی کم	کم
۱۱		متوسط	خیلی زیاد	خیلی زیاد	زیاد
۱۲		متوسط	زیاد	زیاد	زیاد
۱۳		متوسط	متوسط	متوسط	متوسط
۱۴		متوسط	کم	کم	کم
۱۵		متوسط	خیلی کم	خیلی کم	کم
۱۶		کم	خیلی زیاد	خیلی زیاد	زیاد
۱۷		کم	زیاد	زیاد	متوسط

۱۸	کم	متوسط	کم
۱۹	کم	کم	کم
۲۰	کم	خیلی کم	خیلی کم
۲۱	خیلی کم	خیلی زیاد	متوسط
۲۲	خیلی کم	زیاد	متوسط
۲۳	خیلی کم	متوسط	کم
۲۴	خیلی کم	کم	خیلی کم
۲۵	خیلی کم	خیلی کم	خیلی کم

منبع: یافته‌های تحقیق

### ۷- یافته‌های تجربی

با استفاده از داده‌های مربوط به سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۶ و به کمک Toolbox نرم‌افزار Matlab، سیستم فازی ذکر شده طراحی گردید و داده‌های مربوط امنیت اقتصادی برای دوره ۱۳۴۴ تا ۱۳۸۶ به دست آمد.

برای این کار از داده‌های دو متغیر رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی برای دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۶ به عنوان متغیرهای مؤثر بر امنیت اقتصادی در نظر گرفته شده بودند، که نتایج حاصل از این تجزیه تحلیل در نمودار ۱ آورده شده است.

با توجه به نمودار ۱ می‌توان روند امنیت اقتصادی ایران در بازه مورد بررسی را به سه دوره تقسیم کرد:

۱- دوره اول که سال‌های قبل از انقلاب اسلامی (۱۳۵۶-۱۳۴۴) را شامل می‌شود؛

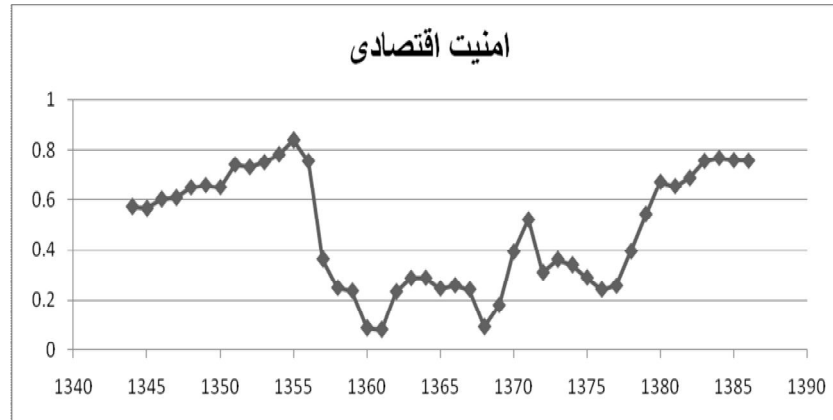
۲- دوره ۱۳۵۷ تا ۱۳۷۶ که شامل سال‌های اوایل انقلاب اسلامی، دوران جنگ تحمیلی و

دوران دولت سازندگی؛

۳- بازه زمانی ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۶.

در دوره اول (۱۳۴۴ تا ۱۳۵۶) شاخص امنیت اقتصادی تقریباً روند رو به رشد را از خود نشان می‌دهد. در ابتدای این دوره (۱۳۴۴)، مقدار شاخص امنیت اقتصادی ۰/۵۷۲ بوده است که با یک روند رو به رشد، در سال انتهایی این دوره به ۰/۷۵۵ رسیده است. شایان ذکر است که در دوره مورد بررسی در این تحقیق (۱۳۴۴-۱۳۸۶) بیشترین مقدار شاخص امنیت اقتصادی مربوط به دوره اول و سال ۱۳۵۵ می‌باشد که رقمی معادل ۰/۸۳۹ می‌باشد.

نمودار(۱)- روند امنیت اقتصادی در ایران برای دوره ۱۳۴۴ تا ۱۳۸۶



منبع: یافته‌های تحقیق

این دوره مصادف است با تقریباً از ۱۹۶۵ تا ۱۹۷۷ میلادی. اواسط این دوره ۱۹۷۳ (۱۳۵۲) رونق بزرگ نفتی اتفاق افتاده که قیمت نفت طی یک سال از ۳ دلار به ۱۰ دلار رسیده است. کشورهای صادرکننده نفت توانستند بزرگ‌ترین انتقال ثروت را که تا آن زمان بدون جنگ اتفاق افتاده بود عملی سازند. در این دوره ایران با منبع درآمدی سرشاری روبرو شده بود طوری که در سال ۱۹۷۴ (۱۳۵۳) درآمدهای نفتی ایران نسبت به سال قبلی ۸۰/۲ درصد رشد داشته است. این درآمد فراوان همگی وارد اقتصاد شدند مخارج دولت در این سال (۱۹۷۴) ۵۸/۳ درصد نسبت به سال قبل رشد داشته و رشد نقدینگی ۳۷/۲ درصد بوده است. رونق نفتی با ورود به اقتصاد داخلی باعث ایجاد یک رونق موقت در اقتصاد داخلی شد. در سال ۱۹۷۵ اعتبار به بخش خصوصی ۳۹/۱ درصد رشد داشت. پر واضح است که دو شاخص اثرگذار بر امنیت اقتصادی (رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری) هر دو به دلیل درآمدهای نفتی افزایش یافته، و مخارج دولتی موجب افزایش تقاضای کل و تحریک سرمایه‌گذاری بخش خصوصی شده و امنیت اقتصادی را بر اساس این شاخص‌ها افزایش داده است (همچنان که سرمایه‌گذاری بخش دولتی هم افزایش یافته بود).

دوره دوم، دوره مصادف با انقلاب اسلامی ایران، دوران جنگ تحمیلی و دوران سازندگی بعد جنگ می‌باشد. در این دوره در ابتدا امنیت اقتصادی به شدت کاهش یافت به طوری که در عرض چهار سال به کمترین مقدار خود در بازه مورد بررسی (۱۳۴۴-۱۳۸۶) یعنی ۰/۰۸۱۴ رسید. بعد از پشت سر گذاشتن این کاهش قابل توجه به مدت سه سال یک روند رو به رشدی

داشته که به طوری که در سال ۱۳۶۴ مقدار شاخص امنیت اقتصادی ۰/۲۸۹ رسید، بعد از یک دوره رشد سه ساله دوباره شاخص امنیت اقتصادی با نزول مواجه شده و در عرض چهار سال امنیت اقتصادی به ۰/۰۹۲ رسید. این شاخص در بازه سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۳۷۱ رشد قابل توجهی داشته به طوری که در عرض سه سال با رشد ۰/۴۲۸، به ۰/۵۲ در سال ۱۳۷۱ رسید. بعد از دوره کوتاه رشد دوباره این شاخص یک سیر نزولی پنج ساله را تجربه کرده و در پایان دوره دوم مقدار امنیت اقتصادی ۰/۲۴۲ رسید. ویژگی دوره دوم عدم ثبات امنیت اقتصادی پایین بودن این شاخص در این دوره است که با شرایط حاکم بر کشور و اقتصاد کشور در این دوران کاملاً همخوانی دارد.

در دوره سوم شاخص امنیت اقتصادی در دو بازه زمانی با نرخ‌های رشد متفاوت رشد نموده است. در ابتدای این دوره مقدار شاخص امنیت اقتصادی رشد قابل توجهی داشته است به طوری که در عرض چهار سال مقدار این شاخص به ۰/۶۷ رسید. بعد از این رشد قابل توجه، اندکی در سال ۱۳۸۱ کاهش پیدا کرده و از سال ۱۳۸۲ وارد مرحله دوم رشد خود شده است. در مرحله دوم نرخ رشد این شاخص نسبت به مرحله اول کمتر می‌باشد. قابل ذکر است که در سال پایانی دوره سوم (۱۳۸۶) مقدار شاخص امنیت اقتصادی نسبت به سال قبل اندکی کاهش یافته است. در این دوره با پشت سر گذاشتن دوران جنگ و دوران سازندگی پس از جنگ، کشور و اقتصاد کشور به یک ثبات نسبی دست پیدا کرده و شاهد افزایش رشد اقتصادی و افزایش سرمایه‌گذاری در این دوره می‌باشیم.

### نتیجه‌گیری

وجود امنیت اقتصادی، بستر لازم را برای رشد پایدار اقتصادی و توسعه سرمایه‌گذاری فراهم می‌کند. اگر چه فرآیند رشد و توسعه اقتصادی علاوه بر امنیت اقتصادی نیازمند زیر ساخت‌ها و عوامل بسترساز دیگری نیز هست، ولی در این میان امنیت اقتصادی یک عامل اساسی به شمار می‌رود و بدون آن - حتی در صورت وجود سایر عوامل زیربنایی - رشد اقتصادی امکان‌پذیر نبوده و توسعه سرمایه‌گذاری هم در یک محیط ناامن اقتصادی تحقق‌پذیر نیست.

بر اساس برآوردی که در این تحقیق از روند امنیت اقتصادی در ایران صورت پذیرفت، در یک بازه سیزده ساله در دوره مورد بررسی امنیت اقتصادی یک روند رو به رشدی داشته است و بیشترین مقدار امنیت اقتصادی در بازه مورد بررسی هم مربوط به سال ۱۳۵۵ با

عددی معادل ۰/۸۳۹ می‌باشد. اقتصاد ایران یک اقتصاد متکی به نفت بوده و به نوعی تمام متغیرهای کلان اقتصادی از نفت و درآمدهای نفتی متأثر می‌گردند. بر این اساس امنیت اقتصادی نیز از این امر مستثنی نمی‌باشد. این مطلب با توجه به روند امنیت اقتصادی برآورد گردیده شده به روشنی قابل ملاحظه می‌باشد. اثر نفت و درآمدهای نفتی در دوره اول مورد بررسی این مطالعه برجسته‌تر می‌باشد. این دوره از سال ۱۳۴۴ تا ۱۳۵۶ را در بر می‌گیرد مصادف با شوک اول نفتی و به طبع آن افزایش شدید قیمت و درآمدهای نفتی می‌باشد. به طوری که در سال ۱۹۷۴ (۱۳۵۳) درآمدهای نفتی ایران نسبت به سال قبل، ۸۰/۲ درصد رشد داشته است. بر این اساس و به علت اقتصاد متکی به نفت در ایران، اکثر متغیرهای کلان اقتصادی تحت تأثیر این شوک قرار گرفته و به این خاطر در این دوره شاهد رشد اقتصادی بالا و افزایش سرمایه‌گذاری می‌باشیم، و به تبع آن نیز نتایج برآورد امنیت اقتصادی بالایی را در این دوره نشان می‌دهد.

در اوایل انقلاب اسلامی و در طول جنگ تحمیلی، شاخص امنیت اقتصادی در این بازه دچار نوسانات شدیدی بوده است. کمترین مقدار امنیت اقتصادی ایران در بازه مورد بررسی بر اساس نتایج این تحقیق مربوط به سال ۱۳۶۱ با رقمی در حدود ۰/۰۸۱ می‌باشد. نامناسب‌ترین دوره از نظر شاخص امنیت اقتصادی مربوط به دوران جنگ تحمیلی می‌باشد، که آن هم به دلیل شرایط جنگی کشور در آن بازه زمانی بوده است.

در ده سال آخر دوره مورد بررسی، شاخص امنیت اقتصادی رشد قابل توجهی داشته است به طوری که در عرض ده سال شاخص امنیت اقتصادی از ۰/۲۴۲ به ۰/۷۵۷ افزایش پیدا کرده است. که این نشان‌دهنده بهبود امنیت اقتصادی ایران در دهه اخیر می‌باشد.

## منابع

### الف - فارسی

۱. برومند، شهزاد؛ شاه حسینی، سمیه؛ امینی، صفیاء؛ فخرحسینی، سیدفخرالدین؛ امنیت اقتصادی در ایران و چند کشور منتخب، تهران، دفتر مطالعات اقتصادی مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، چاپ اول، ۱۳۸۷.
۲. روحانی، حسن؛ امنیت ملی و نظام اقتصادی، تهران، مجمع تشخیص مصلحت نظام، مرکز تحقیقات استراتژیک، چاپ اول، ۱۳۸۹.

برآورد روند شاخص امنیت اقتصادی در ایران... ۱۷۱

۳. شریف آزاده، محمدرضا؛ حسین‌زاده بحرینی، محمد حسین؛ «تأثیرپذیری سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران از شاخص‌های امنیت اقتصادی»، نامه مفید، ۱۳۸۲، شماره ۳۸.
۴. صادقی سقدل، حسین؛ مسائلی، ارشک؛ «رابطه رشد اقتصادی و توزیع درآمد با روند فقر در ایران با استفاده از رویکرد فازی»، فصلنامه رفاه اجتماعی، ۱۳۸۷، شماره ۲۸.
۵. عزتی، مرتضی؛ دهقان، محمد علی؛ «امنیت اقتصادی در ایران»، دفتر مطالعات اقتصادی مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، چاپ اول، ۱۳۸۷.
۶. گرجی، ابراهیم؛ هاشمیان، مسعود؛ «تحلیل تطبیقی مؤلفه‌های امنیت اقتصادی در ایران»، فصلنامه مطالعات دفاعی استراتژیک، ۱۳۸۶، شماره ۲۹.
۷. مخزن موسوی، هادی؛ «گامی به سوی شاخص عدالت با استفاده از  $GC, PI, HDI$  با رویکرد منطق فازی»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس، ۱۳۸۷.
۸. میرمحمدی، سید محمد؛ «آمایش سرزمین و ملاحظات امنیت اقتصادی»، تهران، مؤسسه تحقیقاتی تدبیر اقتصاد، چاپ اول، ۱۳۸۶.
۹. \_\_\_\_\_؛ «مبانی امنیت اقتصادی»، تهران، مرکز بررسی‌های استراتژیک، چاپ اول، ۱۳۷۸.
۱۰. \_\_\_\_\_؛ «مقدمه‌ای بر امنیت اقتصادی»، تهران، مؤسسه تدبیر اقتصاد، چاپ اول، ۱۳۸۲.

#### ب- لاتین

11. Barro, R. J., & X. Sala-i-Martin; 1995, *Economic Growth Book*, Mac Graw Hill, New York, Mentioned in Poirson (1998).
12. Easterly, W and Levine, R; 1997, "Africa's growth tragedy, policies and ethnic divisions", Quarterly Journal of Economics 112, 1203-1250.
13. Fabricius, M; 1997, "What Can Economic Security Tell us about Deposits and Investment?", IMF Working Paper, International Monetary Fund, Mentioned in Poirson (1998).
14. Knack, S., & Keefer, p; 1995, "Institutions and Economic Performance, Cross-Country Tests Using Alternative Measures", Economic and Politics, vol. 7, pp. 207-227, Mentioned in Poirson (1998).
15. Mauro, P; 1995, "Corruption and Growth", Quarterly Journal of Economics, vol. 112, pp. 681-712, Mentioned in Poirson (1998).
16. Mauro, P; 1996, "The Effects of Corruption on Growth", Investment and Government Expenditure, IMF Working Paper 96/98, International Monetary Fund, Mentioned in Poirson (1998).
17. Poirson, H; 1998, "Economic Security", Private Investment and Growth in Developing Countries, IMF Working Paper No. 98/4,

- International Monetary Fund.
18. Tanaka, k; 1996, *An Introduction to Fuzzy Logic for Practical Applications*, Nimura, T, Springer.
  19. Zadeh, L. A; 1965, "**Fuzzy sets**", Information and control 8, pp. 338-353.

# اثرات امنیت اقتصادی بر توسعه گردشگری در ایران

تاریخ دریافت: ۹۱/۱۰/۱۳

تاریخ تأیید: ۹۲/۰۶/۲۰

بهروز صادقی عمروآبادی<sup>۱</sup>

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه اصفهان

احمد گوگردچیان<sup>۲</sup>

استادیار اقتصاد دانشگاه اصفهان

نجفعلی شهبازی<sup>۳</sup>

دانشجوی دکتری دانشگاه امام حسین<sup>(ع)</sup>

محسن سیفی کفشگری<sup>۴</sup>

کارشناس ارشد علوم اقتصادی

## چکیده

امروزه رشد سریع گردشگری به عنوان یک صنعت سودآور و در عین حال پاک برای هر کشور، تغییرات اجتماعی، اقتصادی و محیطی فراوانی را به دنبال دارد. در این میان ایران نیز با توجه به پتانسیلهایی نظیر موقعیت جغرافیایی، پیشینه فرهنگی، تاریخی و ... از این قاعده مستثنی نیست و البته استفاده از فرصت‌های موجود نیازمند مطالعات گسترده‌ای در این خصوص می‌باشد. از مهم‌ترین عوامل کلان اقتصادی مؤثر بر جذب گردشگر در هر کشور، وجود امنیت و امنیت اقتصادی در آن کشور است که این موضوع هدف اصلی نگارش این مقاله می‌باشد. در این مطالعه از روش ARDL و اطلاعات سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۰ برای کشور ایران استفاده شده است. همچنین ارتباط کوتاه و بلندمدت و نوع ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی مانند تورم، بیکاری، تجارت و تولید ناخالص داخلی و برخی شاخص‌های امنیت اقتصادی مانند نوسانات نرخ ارز و تولید (با استفاده از روش GARCH) و شاخص پول‌شویی از یک سو و شاخص‌های گردشگری کشور (به عنوان متغیر وابسته) از سوی دیگر، مورد ارزیابی و تحلیل قرار گرفت. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که شاخص پول‌شویی می‌تواند عاملی منفی و مخرب برای جذب گردشگر به کشور باشد و توسعه گردشگری، نیازمند مبارزه با پول‌شویی به عنوان یک عامل اختلال امنیت و توسعه گردشگری خواهد بود.

واژگان کلیدی: امنیت اقتصادی، پول‌شویی، تجارت، تولید ناخالص داخلی، گردشگری، روش ARDL

طبقه‌بندی موضوعی: G28, F13, M21

1. Email: Sadeghi.behruz@gmail.com

2. Email: Agoogerdchian@yahoo.com

3. Email: Najafalishahbazi@gmail.com

4. Email: Seifi.Mohsen@gmail.com

«نویسنده مسئول»

## مقدمه

بی‌تردید گردشگری به عنوان یک ابزار اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و جغرافیایی دانشی چند رشته‌ای است که تکامل و توسعه آن بدون در نظر گرفتن عوامل تأثیرگذاری چون امنیت اقتصادی کامل نخواهد بود (هال، ۱۳۸۲). همچنین مسئله دیگری که طی سال‌های گذشته از اهمیت بالایی برخوردار شده، پدیده پول‌شویی و اقتصاد زیرزمینی است که اثرات سوئی بر بسیاری از شاخص‌های کلان اقتصادی خواهد گذارد و توسعه گردشگری از جمله متغیرهایی است که از پول‌شویی متأثر خواهد شد (رهبر، ۱۳۸۷).

از آنجا که وجود امنیت و امنیت اقتصادی در یک کشور از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر جذب گردشگر می‌باشد هدف اصلی و محور اساسی این پژوهش را بر این مینا قرار داده و قبل از برآورد الگو، برای بررسی جهت رابطه رگرسیونی، از آزمون علیت گرنجر استفاده می‌نماییم. در این مطالعه که با استفاده از روش ARDL و داده‌های سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۰ کشور ایران انجام شده است سعی می‌شود ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت و نیز نوع ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی مانند تورم، بیکاری، تجارت و تولید ناخالص داخلی، و نیز برخی شاخص‌های امنیت اقتصادی مانند نوسانات ارز و تولید (با استفاده از روش GARCH) و شاخص پول‌شویی از یک سو و شاخص‌های گردشگری کشور (به عنوان متغیر وابسته) از سوی دیگر مورد ارزیابی و تحلیل قرار گیرد. در واقع مبارزه با پول‌شویی و کنترل نوسانات متغیرهای کلان تأثیرگذار بر گردشگری می‌تواند به مثابه راهکارهای مؤثر مبتنی بر برنامه‌های توسعه در کشور باشد. در ادامه این پژوهش ابتدا به بیان ادبیات تحقیق در حوزه گردشگری، امنیت اقتصادی و پول‌شویی پرداخته و سپس پیشینه‌ای از مطالعات تجربی در این خصوص را بررسی خواهیم نمود. در بخش سوم مقاله الگوی تحقیق مبنی بر شاخص‌های تأثیرگذار بر توسعه گردشگری بیان و روش تخمین ARDL تشریح خواهد شد. نتایج تحقیق و پیشنهادات نیز بخش پایانی مقاله را تشکیل می‌دهد.

## ۱- برخی مباحث مقدماتی

### ۱-۱- گردشگری و عوامل مؤثر بر توسعه آن

گردشگری<sup>۱</sup> صنعتی است که امروزه به یک حوزه مهم مطالعاتی بین پژوهشگران تبدیل شده است. از نظر اقتصادی، گردشگری بین‌المللی بیشترین عایدی را ایجاد می‌کند و

دریافتی‌های ارزی حاصل از آن بیشتر از محصولات نفتی، خودرو و تجهیزات ارتباطی تأمین می‌گردد. سیر و سیاحت و سفرهای گردشگری، هر چند طبق یافته‌های باستانی و داده‌های تاریخی پدیده‌ای دیرپا و قدیمی است و عمری به قدمت تاریخ و تمدن بشری دارد، اما ضرورت‌های زمان، همراه با توسعه و گسترش فن‌آوری باعث شده که نیاز به استراحت و تفریح، بیش از هر زمان دیگری در این عصر نمود پیدا کند، به طوری که در یک مقیاس کلی، گردشگری بیش از ۶ درصد از تجارت جهانی را تشکیل داده و سالانه بیش از ۷۰۰ میلیون سفر انجام می‌گیرد (لی، ۱۳۷۸)؛ به همین دلیل باید گفت گردشگری در ترغیب سرمایه‌گذاری بر روی زیرساخت‌ها، ایجاد و افزایش درآمد دولت و اشتغال‌زایی مستقیم و غیرمستقیم در سراسر دنیا نقش بسیار مهمی دارد (سازمان جهانی گردشگری، ۲۰۰۴).

بر اساس آمار سازمان جهانی جهانگردی (WTO) در نخستین دهه قرن جاری، رشد بخش طبیعت‌گردی بین ۱۰ تا ۳۰ درصد بوده است (سینایی، ۱۳۷۸)، که ایجاد اشتغال و توسعه منطقه‌ای از آثار مهمی است که توسعه طبیعت‌گردی به همراه آورده است (شفیع‌زاده، ۱۳۸۳). در این میان کشور ایران با داشتن طبیعت چهار فصل، یکی از بی‌نظیرترین کشورهای جهان در حوزه گردشگری به شمار می‌رود. بهره‌برداری از این موقعیت نیازمند ایجاد فضای مساعدی است که در قالب برنامه‌ریزی جامع و فراگیر قابل بهره‌برداری می‌باشد. بر همین اساس، نیاز وافر به برنامه‌ریزی بنیادی و جهادی به منظور توسعه و مدیریت و صنعت گردشگری احساس می‌شود (رنجریان، ۱۳۸۲)؛ همچنین برای تداوم و توسعه آن مشارکت مردمی امری ضروری است (Woodly, 1993). باور اساسی این است که جوامع محلی هسته مرکزی مقاصد گردشگری هستند و جوامع سالم و موفق، معیاری برای سنجش موفقیت صنعت گردشگری به شمار می‌روند (Haywood, 1988). تجربه نشان داده است که هر کجا گردشگری بدون چارچوب برنامه‌ریزی و استراتژی مشخص توسعه یابد، مشکلات زیست محیطی و اجتماعی متعددی ظهور پیدا کرده و در درازمدت مشکلات گردشگری، بیشتر از فوائد آن می‌شود (رنجریان و زاهدی، ۱۳۷۹).

بی‌تردید با راه‌اندازی صنعت گردشگری به عنوان یک صنعت پاک و کم‌هزینه، انواع مشاغل متنوع و چند بخشی به حرکت درآمده و با رونق صنعت گردشگری اقتصاد ملی، بین‌المللی و اقتصاد شهری و حتی روستایی و محلی فعال می‌گردد و این تحرک، رگ‌های

اقتصادی در همه اعضا و جوارح کشور از خرد تا کلان را فعال می‌نماید زیرا با حرکت گردشگر از مبدأ مراکز گردشگری اقتصاد آن بخش‌ها فعال می‌گردد (اعرابی و ایزدی، ۱۳۷۸). در بعد سیاسی نیز افزایش گردشگر به ویژه گردشگران خارجی می‌تواند بیانگر ثبات سیاسی و اعتماد به نظام و جریان سیاسی موجود در آن کشور باشد و این ثبات نه در سطح کلان بلکه در بخش‌های محلی نیز مورد توجه قرار می‌گیرد. بنابراین حضور گردشگر در یک کشور بیان‌کننده فضای آرام و امنیت اجتماعی و سیاسی آن کشور می‌باشد.

### ۱-۲- امنیت اقتصادی و عوامل مؤثر بر آن

امنیت اقتصادی را می‌توان یکی از مهم‌ترین شاخص‌های توسعه‌یافتگی دانست. بحران‌های سیاسی، جنگ‌های داخلی و بی‌توجهی صاحبان قدرت به منافع جامعه، از جمله عواملی هستند که ضریب شکنندگی امنیت را برای سرمایه‌ها و نیروی انسانی کارآمد افزون‌تر می‌سازد و تولید کالای امنیت، همواره مهم‌ترین فلسفه وجودی دولت‌ها را تشکیل می‌دهد. در جوامع اولیه که تهاجم خارجی، بی‌نظمی‌ها و شورش‌های داخلی و فقدان ضمانت برای اجرای قراردادهای، جان و مال و آبروی افراد را دستخوش خطر می‌کرد، دولت‌ها به وجود آمدند تا با ایجاد امنیت، افراد را در برابر این خطرها محافظت کنند.

امنیت به عنوان مهم‌ترین محرک و موتور توسعه، از مباحث بسیار مهم و حساس جوامع بشری است که بعد اقتصادی آن در برنامه‌های اقتصادی کشورها مورد توجه جدی قرار دارد. امنیت اقتصادی به معنای ایجاد احساس اطمینان، امنیت و آرامش در دسترسی به عوامل توسعه اقتصادی کشورها در برابر انواع فشارهای ارتباطات بین‌المللی، دولتی، اداری، دفاعی، سیاسی، حقوقی و قانونی است. این موضوع در واقع یکی از مهم‌ترین فلسفه‌های وجودی دولت‌ها را هم تشکیل می‌دهد. امروزه فقدان این امنیت مهم‌ترین مانع رشد اقتصادی پایدار کشورهای در حال توسعه ارزیابی می‌شود و عموماً این کشورها با تلاش برای رفع این مشکل به دنبال فراهم کردن فضای سالمی برای فعالیت‌های اقتصادی، ایجاد اشتغال در زمینه نیروی کار، سرمایه‌گذاری مطمئن، ارتقای تولید و کارایی منابع هستند، زیرا توجه نکردن به این مهم در سیاست‌گذاری‌های کلان اقتصادی عامل فرار سرمایه از این کشورها است که رکود اقتصادی را در پی دارد. دولت‌ها به واسطه دسترسی به امکانات بالقوه برای تأمین رشد اقتصادی و بهره‌مندی از ابزار قدرت لازم، مسئولیت اصلی تأمین امنیت اقتصادی را بر عهده دارند که در میان نهادهای دولت، وزارت اقتصاد و دارایی بیشترین

رسالت تحقق این هدف را بر دوش دارد. این وزارتخانه پیش از آنکه متولی جمع‌آوری مالیات و عوارض قانونی باشد باید متولی تثبیت حاکمیت نظم و قانون در اقتصاد کشور باشد، چرا که تأمین موتور توسعه بر تأمین سوخت آن اولویت دارد و باید همگام با مسئولیت ایجاد همگرایی و وحدت رویه سیاسی و قانونمند در راهبردهای اقتصادی و تجاری در سطح کلان کشور، توسعه امنیت اقتصادی را هم پیگیری کند. تأمین امنیت اقتصادی بر اساس چهار محور کلی قابل پیگیری است. این محورها که ارتباط تنگاتنگی با یکدیگر دارند، شامل تحقق امنیت سرمایه‌گذاری، امنیت اشتغال و درآمد، امنیت وضع و اجرای صحیح قوانین اقتصادی و ایجاد امنیت عملیاتی با ارائه یک مدل اقتصادی مناسب علمی، عملی و آزموده شده و امنیت در تحولات ارتباطات بین‌المللی می‌باشد. لذا نوسانات و بی‌ثباتی در شاخص‌های تولید و نرخ ارز و نیز پدیده پول‌شویی می‌تواند به عنوان شاخص‌های مرتبط و جایگزین عدم وجود امنیت اقتصادی مطرح گردد.

### ۱-۳- مفهوم پول‌شویی

پول‌شویی یک فرآیند غیرقانونی است که طی آن عواید و درآمد ناشی از اعمال خلاف قانون با انجام فرآیندی مشروعیت قانونی می‌یابد.<sup>۱</sup> پول‌شویی آثار زیانباری بر اقتصاد، سیاست و جامعه دارد. در طی این فرآیند پول کثیف ناشی از عوامل غیرقانونی تبدیل به پول تمیز شده و در کل بدنه اقتصاد جایگزین می‌شود. در واقع یکی از مؤلفه‌های امنیت اقتصادی برای سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی، حفظ حقوق اشخاص از هر گونه تعدی و به رسمیت شناختن مالکیت اشخاص و تضمین اجرای قراردادها از اصول اولیه امنیت اقتصادی به شمار می‌آید. همچنین کاهش ریسک سرمایه‌گذاری که مولفه دیگر امنیت اقتصادی است جز با ایجاد شفافیت و حاکمیت قانون میسر نخواهد شد. پول‌شویی و فعالیت‌های مجرمانه از موانع اصلی امنیت اقتصادی، ایجاد شفافیت مالی و حاکمیت قانون است که زمینه فعالیت‌های تبهکارانه را گسترش و فعالیت‌های سازنده اقتصادی را کاهش می‌دهد. قوانین مبارزه با پول‌شویی تلاش می‌کند، فضای نامنی برای مجرمان فراهم آورد تا آن‌ها نتوانند وجوه کثیف خود را در نظام رسمی کشور تطهیر کنند و به نقاط دیگر جهان انتقال دهند (رهبر، ۱۳۸۷).

۱. ماده ۱ دستورالعمل جامعه، اروپایی، مارس ۱۹۹۰.

## ۲- پول‌شویی و اثر آن بر امنیت اقتصادی

بر اساس آخرین تخمین‌های صندوق بین‌المللی پول (IMF)<sup>۱</sup>، حجم جهانی پول‌شویی سالانه معادل ۲ تا ۵ درصد تولید ناخالص داخلی همه کشورهای جهان را تشکیل می‌دهد. این ارقام توانایی پول‌شویان را برای تأثیرگذاری بر نهادها و مؤسسات پولی و مالی داخلی و بین‌المللی به خوبی نشان می‌دهد. حال باید به این سؤال اساسی پاسخ داد که پول‌شویی چگونه و تا چه حد بر ساختار و متغیرهای کلان اقتصادی و در نتیجه امنیت اقتصادی تأثیر می‌گذارد؟ در این قسمت بعضی از پیامدهای اقتصادی پول‌شویی که به طور مستقیم و یا غیرمستقیم بر امنیت اقتصادی و ملی کشور تأثیرگذار می‌باشد بررسی شده است.

کشورهای در حال توسعه عمدتاً در مقابل مشکل بزرگی به نام کمبود منابع مالی قرار دارند. یکی از موانعی که سبب کمبود منابع داخلی در این کشورها می‌شود، وجود بازار غیررسمی گسترده در این اقتصادهاست. اقتصاد غیررسمی به بخشی از مبادلات اقتصادی گفته می‌شود که خارج از مدارهای رسمی و قابل کنترل اقتصاد قرار می‌گیرد. ورود مبادلات به حوزه اقتصاد غیررسمی دلایل متعددی دارد که فرار مالیاتی و غیرقانونی بودن مبادلات از عمده‌ترین آن‌هاست. عواید این مبادلات غیرقانونی باید به گونه‌ای وارد اقتصاد قانونی شود. از طرف دیگر اقتصادی غیررسمی با عدم شفافیت و بی‌ثباتی در برنامه‌ریزی دولتمردان - هر چند این فعالیت‌ها برای جامعه مفید باشد - نوعی هزینه مبادله در جامعه و ریسک برنامه‌ریزی و تولید را در کشور افزایش می‌دهند. در واقع ورود سرمایه‌هایی که در پی تظہیر هستند به هیچ عنوان به مفهوم سرمایه‌گذاری در معنای متعارف نیست و برعکس با ایجاد شبکه‌های فاسد و غیرقانونی در کنار این سرمایه‌ها باعث بروز مشکلات متعددی در اقتصاد کشورها می‌شود که ایجاد اختلال در سیاست‌گذاری‌های کلان کشور، کاهش بهره‌وری و انحراف تخصیص منابع، گسترش فقر و فاصله طبقاتی، کاهش درآمدهای دولت، تضعیف بخش خصوصی، ایجاد موانع برای خصوصی‌سازی، افزایش نرخ تورم، تضعیف یکپارچگی و تمامیت بازارهای مالی، افزایش ریسک اعتبار، اختلال در سرمایه‌گذاری درازمدت داخلی و خارجی، ایجاد تقاضای کاذب، افزایش فعالیت‌های زیرزمینی و تضعیف امنیت اقتصادی از جمله آن‌ها می‌باشد. همچنین بی‌ثباتی برنامه‌ریزی‌ها و بالا رفتن ریسک و هزینه‌های مبادله ناشی از اقتصاد زیرزمینی نیز بیشتر امنیت اقتصادی را تخریب می‌کند. این منابع، همچنین توسعه

دامنه فساد اقتصادی را به دنبال دارد و تخریب نهادهای مالی را موجب می‌شود، کانالیزه شدن این منابع در بخش‌های خاص مانند مسکن، بورس، بازرگانی داخلی، موقتی بوده و عملاً به ایجاد حباب‌های قیمت منجر شده و پس از بازگشت این سرمایه‌ها به مبدأ بی‌ثباتی در بازارها را در پی داشته که به عنوان یک خطر بالقوه، امنیت اقتصادی و ملی کشور را تهدید می‌کند (بیابانی و عصار، ۱۳۸۸).

مبارزه با پول‌شویی پدیده‌ای است که باید توسط سیاست‌گذاران و دولت‌مردان کشور مورد توجه ویژه قرار بگیرد تا امنیت و ثبات اقتصادی را برای کشور به ارمغان بیاورد. در واقع تطهیر پول اقدامی برای استفاده قانونی از پول‌های کثیف است که روند طبیعی فعالیت‌های اقتصادی را مختل کرده و به مخاطره می‌اندازد. به عقیده صندوق بین‌المللی پول برای ایجاد شرایط پایدار و شفاف‌سازی اقتصادی مبارزه با پدیده پول‌شویی یک امر لازم و ضروری است. هر اندازه اقتصاد از شرایط رقابتی بیشتر فاصله بگیرد بستر برای فعالیت‌های پول‌شویی آماده‌تر و گسترده‌تر خواهد شد، آنچه مسلم است مهم‌ترین خطر پول‌شویی (تهدید اقتصاد ملی و غیراجرایی شدن سیاست‌های اقتصادی و اجتماعی) است. کاهش بودجه دولت از جنبه درآمدهای مالیات، نوسان جریان سرمایه، نرخ ارز و نرخ بهره و ... سبب می‌شود که سیاست‌های اقتصادی کارآمدی خود را از دست بدهند و بازار از حالت رقابتی خارج شده و فعالان اقتصادی و کارآفرینان توان رقابت و سرمایه‌گذاری‌های مولد را از دست بدهند و با این روند بازده اقتصادی در هر مرحله کمتر از قبل گردد. با توجه به آمارهای جهانی ۵۰۰ تا ۵۱۰۰ میلیارد دلار درآمد ناشی از خرید و فروش مواد مخدر و سایر جرائم سازماندهی شده به روش‌های مختلف به دارایی‌های قانونی تبدیل می‌شود (نوری، ۱۳۸۹).

## ۲-۱- مروری بر مطالعات انجام شده

به‌رغم اهمیت مقوله گردشگری، مطالعات اقتصادی منسجم پیرامون آن در ایران بسیار محدود است. یکی از این مطالعات در سال ۱۳۷۵ تحت عنوان «بررسی وضعیت گردشگری و تخمین توزیع تقاضا و عرضه گردشگری خارجی در ایران» توسط صباغ کرمانی انجام شد که در آن از داده‌های مربوط به تعداد گردشگران خارجی دیدارکننده از ایران (به صورت جداگانه برای هر کشور) و با استفاده از اطلاعات منتهی به سال ۱۳۷۲ استفاده و یک فرم ثابت تبعی در خصوص تابع تقاضای گردشگری برای هر کشور طراحی شد. سایر مطالعات صورت گرفته اغلب به بیان اصول و مبانی، برنامه‌ریزی و اهمیت اقتصادی گردشگری و یا مسائل جامعه‌شناسی و

مسائل جغرافیایی گردشگری و وضعیت گردشگری در ایران و جهان محدود شده است.<sup>۱</sup> کریمایی (۱۳۸۷) در مطالعه خود به تخمین تابع تقاضای اکوتوریسم در استان گیلان با استناد به آمار سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۶۴ به منظور مدیریت تقاضا و ایجاد امکانات برای تأمین این تقاضا پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که در بخش داخلی متغیر جمعیت استان‌های فرستنده گردشگر روی تقاضای گردشگری استان گیلان اثر مثبت و معنی‌دار دارد، اما نسبت به تأثیر سایر متغیرها بسیار کوچک است. همچنین شرایط آب و هوایی تأثیر مثبت روی تعداد گردشگران ورودی دارد. مخارج تبلیغاتی و هزینه مسکن نیز متغیرهایی هستند که بر روی تقاضای گردشگری اثر منفی دارند که این اثر برای مخارج تبلیغاتی نزدیک به صفر است. هزینه ایاب و ذهاب نیز در این تخمین معنی‌دار نبوده و برخلاف انتظار، مثبت ارزیابی شده است. در بخش خارجی نیز درآمد گردشگران خارجی با دو دوره تأخیر معنادار است. در این مطالعه مشاهده شد که هر گاه شاخص قیمت داخلی به جهانی افزایش یابد، تعداد گردشگران ورودی کاهش خواهد یافت. تعداد گردشگران خارجی ورودی در دوره قبل اثر مثبت و معنادار روی تقاضای گردشگری خارجی این استان دارد. همچنین متغیر مجازی دولت معنادار و مثبت می‌باشد.

در مطالعه عباسی‌نژاد و حبیبی (۱۳۸۴) به تصریح و برآورد تابع تقاضای گردشگری ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی - مقطعی پرداخته شده است. در این مقاله بیشتر بر روی عوامل اقتصادی و تأثیر آن بر تقاضای گردشگری تأکید و یک تجزیه و تحلیل از تقاضای گردشگری ارائه شده است. در این پژوهش برای برآورد از ترکیب سری زمانی مقطعی داده‌ها طی دوره ۱۳۵۰ تا سال ۱۳۸۰ بر روی کشورهای آلمان، ایتالیا، انگلستان، ژاپن، سوئیس، فرانسه، کویت و هندوستان انجام شده چرا که این چند کشور در آن دوره زمانی بیشترین گردشگر ورودی به ایران داشته‌اند. نتایج برآوردها با استفاده از روش OLS تقریباً مشابه GLS بوده و بیانگر رابطه مثبت بین درآمد سرانه کشورهای مورد بررسی و رابطه عکس بین قیمت‌های نسبی و همچنین رابطه مثبت بین حجم مبادلات تجاری کشورهای مبدأ و مقصد است.

خوارزمی (۱۳۸۴) در مقاله خود با عنوان «بررسی رابطه علیت بین گردشگری و تجارت در ایران» رابطه علی بین تجارت (صادرات و واردات) و جریان ورود جهانگردان خارجی به ایران با

---

۱. از جمله این آثار می‌توان به مطالعات محمد بیگی (۱۳۷۳، ۱۳۷۲)، الوانی و دیگران (۱۳۷۲)، پوریا (۱۳۷۴)، پیران (۱۳۷۴)، عظیمی و حاجی پور (۱۳۸۷)، محمد بیگی (۱۳۷۲)، میر محمد صادقی (۱۳۷۹)، فیض بخش (۱۳۷۵)، سجادی (۱۳۷۳) اشاره نمود.

استفاده از داده‌های سالیانه از ایران و کشورهای عمده متقاضی خدمات جهانگردی از آن طی سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۰ و آزمون تودا یاماماتو (۱۹۹۵) بررسی و این نتیجه به دست آمده است که رابطه علی یک طرفه بین تجارت و توریسم برقرار است. با توجه به این نتیجه پیشنهاد شده است که در برآورد الگوهای پیش‌بینی تقاضا برای توریست، تجارت به عنوان یک عامل مهم در نظر گرفته شود.

هزارجریبی (۱۳۹۰) در مقاله‌ای با عنوان «احساس امنیت اجتماعی از منظر توسعه گردشگری» هدف مقاله خود را شناخت میزان احساس امنیت اجتماعی و تعاملات مردم با گردشگران خارجی در ایران در سال ۱۳۸۹ عنوان می‌کند. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که بین احساس امنیت اجتماعی و گردشگری رابطه مثبت و مستقیمی وجود دارد. به عبارتی هر مقدار احساس امنیت اجتماعی گردشگران افزایش یابد به همان اندازه تمایل آنان به اقامت در ایران و حتی سفرهای مجدد، بیشتر خواهد شد. مقایسه احساس امنیت اجتماعی از منظر گردشگران خارجی برای سفر به ایران حاکی از آن است که گردشگران آفریقایی بیشترین احساس امنیت و گردشگران اروپایی کمترین احساس امنیت را داشته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که ضریب رگرسیون احساس امنیت اجتماعی، حاکی از آن است که به ازای یک واحد افزایش در احساس امنیت ۰/۵۶ واحد در تمایل به سفر مجدد گردشگران به ایران افزایش وجود دارد.

افتخاری و قادری (۱۳۸۱) در مقاله‌ای تحت عنوان «نقش گردشگری روستایی در توسعه روستایی» این سؤال را مطرح می‌کند که چه عواملی بر گردشگری مؤثر است و گردشگری روستایی چه نقش و اثری در توسعه روستایی و توسعه روستایی پایدار دارد؟ در نهایت نتیجه‌گیری می‌کنند که ماهیت صنعت گردشگری ایجاد اشتغال و درآمد، متنوع‌سازی اقتصاد، مشارکت اجتماعی و استفاده از منابع محلی است و از آنجا که بخش اعظم مشکلات عقب‌ماندگی و توسعه‌نیافتگی روستایی نیز به فقدان این صنعت برمی‌گردد، گردشگری روستایی با حل مسائل و مشکلات فوق می‌تواند به توسعه روستایی کمک نماید.

محمدزاده و همکاران (۱۳۸۹) در قالب مطالعه‌ای با عنوان «تخمین تابع تقاضای خارجی کل گردشگری ایران رهیافت TVP» هدف اصلی مطالعه خود را تخمین تابع تقاضای خارجی برای گردشگری در ایران طی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۵ عنوان کردند و برای این منظور مدل تحقیق با استفاده از رهیافت پارامتر متغیر در طول زمان (TVP) و روش کالمن - فیلتر برآورد شده است. نتایج تخمین مدل با توجه به کشش درآمدی تخمین زده شده دلالت بر این دارد که

تقاضای گردشگری خارجی در ایران یک کالای نرمال بوده و از طرف دیگر کشش قیمتی نیز حاکی از آن است که این کالا، کالای کم کششی می‌باشد. علاوه بر این، تقاضای گردشگری ایران با متغیر مجازی جنگ رابطه معکوس داشته که نشان می‌دهد با وقوع بحران جنگ و ایجاد عدم امنیت، تقاضای خارجی برای گردشگری در ایران کاهش یافته است.

موسایی (۱۳۸۳) در پژوهش خود به تخمین تابع تقاضای گردشگری در ایران پرداخته و عوامل مؤثر بر تقاضای سفر به ایران و سهم هر یک از آن‌ها بر تقاضای گردشگری را در دوره ۱۳۴۴ تا ۱۳۷۹ مورد بررسی قرار داده است. در این تحقیق نتایج تخمین مدل به روش حداقل مربعات معمولی بیانگر یک درصد افزایش در نسبت شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در ایران به شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی جهان،  $0/25$  درصد تقاضای گردشگری در ایران را کاهش می‌دهد و یک درصد افزایش تولید ناخالص جهانی سبب افزایش  $0/45$  درصدی تقاضای گردشگری به ایران یابد و بالاخره میزان تقاضای سفر و درآمد ارزی حاصل از آن در دوره مورد بررسی شدیداً تحت تأثیر مسائل امنیتی و تحولات داخلی است.

خسروآبادی (۱۳۸۵) با استفاده از روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی به بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای گردشگری خارجی ایران طی سال‌های ۱۳۴۴ تا ۱۳۸۳ پرداخت. نتایج حاصل بیانگر این است که متغیرهای تبلیغات، انقلاب و جنگ به عنوان متغیرهای مهم و مؤثر بر تقاضای گردشگری کشور محسوب می‌شوند.

مراسلی (۱۳۷۴) توابع عرضه و تقاضای گردشگری خارجی ایران را با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۴۵ تا ۱۳۷۱ برآورد کرده و دریافته است که متغیرهای درآمد سرانه، قیمت‌های نسبی و متغیر مجازی جنگ و انقلاب بیشترین تأثیر را بر میزان تقاضای گردشگری خارجی ایران داشته است. در واقع در این مطالعات جنگ و انقلاب به عنوان متغیرهای عدم وجود امنیت تأثیر منفی بر توسعه گردشگری خواهند گذاشت.

صیدایی و هدایتی مقدم (۱۳۸۹) در مقاله خود با عنوان «نقش امنیت در توسعه گردشگری» با اشاره به اینکه توسعه پایدار از اصول و مبانی پیشرفت اقتصادی، اجتماعی و سیاسی در جهان محسوب می‌شود و نقشی که گردشگری می‌تواند در این زمینه به خصوص در کشورهایی مانند ایران ایفا نماید، لزوم و ضرورت توجه به گردشگری پایدار را دارای اهمیت فراوان می‌داند. به اعتقاد ایشان موفقیت و رشد پایدار گردشگری در گرو عملکرد مناسب و هماهنگ عناصر و فاکتورهای متعددی است که با هم ارتباط تنگاتنگی دارند. یکی

از مهم‌ترین این فاکتورها «امنیت گردشگران و مقصدهای گردشگری» است که امروزه امنیت به عنوان مهم‌ترین و زیربنایی‌ترین اصل در تدوین استراتژی توسعه گردشگری محسوب می‌گردد.

جدول (۱): عوامل تعیین‌کننده تقاضای گردشگری

عوامل پرونزا	عوامل روانشناختی	عوامل اقتصادی
توانایی منابع عرضه	عوامل جمعیتی	درآمد قابل تصرف
رشد اقتصادی و پایداری	انگیزه‌ها	تولید ناخالص داخلی سرانه
پایداری محیط‌های سیاسی - اجتماعی	ترجیحات گردشگری	مصرف خصوصی
هزینه‌ها	فواید	شاخص هزینه زندگی
پیشرفت‌های فن‌آوری	تصور از مقاصد	قیمت‌های گردشگری
سطح توسعه زیرساخت‌ها	میزان فراغت	هزینه حمل و نقل
عوامل طبیعی	وقت سفر	نسبت هزینه زندگی به مقصد
واکنش‌های اجتماعی - فرهنگی	تجربه گذشته	مابه‌التفاوت نرخ ارز
درجه شهرنشینی	وضعیت جسمی و روانی فرد	قیمت‌های نسبی بین مقاصد
عوامل خاص (بازی‌های المپیک)	پیوستگی فرهنگ‌ها	کارایی بازار
محدودیت‌ها و قوانین و مقررات		فاصله فیزیکی

منبع: سازمان ایرانگردی و جهانگردی، ۱۳۸۷

در مطالعات خارجی نیز بیشتر بر گردشگری و رشد اقتصادی تأکید شده است. جدول‌های زیر عوامل و متغیرهای مؤثر بر گردشگری را بر اساس مطالعات انجام شده فهرست نموده است.

جدول (۲): متغیرهای اقتصادی مؤثر بر تقاضای گردشگری

متغیرهای اقتصادی در منطقه جهانگرد فرست	متغیرهای اقتصادی در منطقه جهانگرد پذیر	متغیرهای ارتباطی
- میزان درآمد شخصی قابل تصرف - توزیع درآمد - میزان فراغت - سیاست‌های مالی و نظارتی بر مخارج جهانگردان	- سطح عمومی قیمت‌ها - میزان رقابت در عرضه - کیفیت محصول جهانگردی - مقررات اقتصادی	- قیمت‌های نسبی در منطقه جهانگرد فرست و جهانگرد پذیر - تبلیغات منطقه جهانگرد پذیر در منطقه جهانگرد فرست - نرخ ارز - مدت و هزینه سفر

منبع: سازمان ایرانگردی و جهانگردی، ۱۳۸۷

برال<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۰۷) در مطالعه خود با عنوان ارزیابی تصادفی اکوتوریسم در نپال «به بیان تمایل یا عدم تمایل افراد به پرداخت هزینه‌ها پرداخته‌اند و آن را با WTP<sup>۲</sup> نشان دادند.

1. Baral

2. Willingness to pay

متغیرهای این تحقیق شامل، «شاخص قیمت نسبی کشور پذیرای توریست<sup>۱</sup>» که به صورت نسبت قیمت‌های کشور در سال  $t$  به کشورهای پذیرای توریست (رقیب) می‌باشد<sup>۱</sup>. «مجموع صادرات توریست هجده کشور در سال  $t$ »<sup>۲</sup> و «خالص صادرات توریسم از سایر کشورهای جهانی»<sup>۳</sup>. از نتایج تخمین معادلات توریسم مشاهده می‌شود که در تمام این توابع ضریب درآمد مثبت و از نظر آماری در سطح ۵ درصدی معنی‌دار هستند. ضریب شاخص قیمت نسبی برای تمام کشورهای فرستنده توریست به جز اسپانیا علامت منفی است و از نظر آماری در سطح ۶ درصدی معنادار است. نتایج تخمین توابع صادرات توریسم بیانگر این است که ضریب درآمد تمام توابع بر طبق انتظار مثبت و از نظر آماری در سطح ۵ درصد معنادار است. اما تأثیر قیمت در توابع صادرات توریسم ژاپن، نروژ و یونان بسیار ناچیز است.

اوزال و کروپستون<sup>۴</sup> الگو تابع تقاضای گردشگری خارجی کشور ترکیه را با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۹۶۰ تا سال ۱۹۸۶ برآورد کرده است. شکل تابع به صورت  $T=F(PCI, RPI, EXR, PE, DUM)$  بوده که  $T$  تعداد گردشگران کشورهای مختلفی است که به ترکیه وارد شده‌اند،  $PCI$  متغیر درآمد سرانه کشورهای فرستنده جهانگرد،  $RPI$  متغیر قیمت نسبی قیمت‌ها در کشور ترکیه به کشورهای فرستنده جهانگرد می‌باشد،  $EXR$  متغیر نرخ ارز،  $PE$  مخارج بازاریابی و تبلیغی کشور ترکیه برای جذب گردشگر و  $DUM$  متغیر مجازی برای آشوب سیاسی - اجتماعی کشور مقصد (ترکیه) می‌باشند. در این الگو ترکیه مقصد گردشگری در نظر گرفته شده و کشورهای اتریش، کانادا، فرانسه، یونان، ایتالیا، اسپانیا، سوئیس، آلمان فدرال، انگلیس، آمریکا و یوگسلاوی به عنوان کشورهای مبدأ در نظر گرفته شده است. طبق ارزیابی‌های انجام شده، متغیرهای درآمد، قیمت، نرخ ارز از جمله مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار جریان گردشگری در ترکیه هستند.

با توجه به آنچه در این بخش بیان شد می‌توان گفت که تمامی مطالعات صورت گرفته، به صورت پراکنده با تخمین تابع تقاضا، عوامل مؤثر بر گردشگری بررسی گردیده است و هر چند امنیت و امنیت اقتصادی در برخی مطالعات به صورت یک فاکتور بسیار مهم بر صنعت گردشگری عنوان شده است، اما به صورت دقیق با معرفی شاخصی برای امنیت، در یک مدل اقتصادسنجی اثر امنیت اقتصادی بر گردشگری بررسی نشده است، لذا در این مطالعه اثرات شاخص‌های امنیت اقتصادی بر گردشگری مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

---

1. RPDit  
2. TXt  
3. ROW  
4. Oza

## ۲-۲- معرفی مدل و متغیرهای آن

در این تحقیق تابع  $Y=f(Z_i, Q_i, FI)$  جهت تخمین تأثیر امنیت اقتصادی بر توسعه گردشگری در کشور معرفی می‌گردد که در آن  $Y$  نشان‌دهنده شاخص گردشگری و تعداد گردشگر ورودی به کشور،  $Z_i$  معرف شاخص‌های امنیت اقتصادی است که در این تحقیق شامل «نوسانات تولید ناخالص داخلی»، «نوسانات نرخ ارز واقعی»، «نوسانات قیمت نفت» و «شاخص پول‌شویی در کشور» می‌باشد.  $Q_i$  معرف متغیرهای کلان اقتصادی همچون «بیکاری»، «تورم» و «نابرابری» درآمدی و  $FI$  نیز متغیر درآمد خارجی را نشان می‌دهد که با توجه به آمار کشورهای فرستنده توریست به ایران، متوسط تولید بیست کشور فرستنده توریست به عنوان شاخص درآمد خارجی در نظر گرفته شده است. در این تحقیق از نرم‌افزار شاخص توسعه جهانی<sup>۱</sup> جهت اطلاع از میزان متغیرهای کلان اقتصادی و از داده‌های سازمان ایرانگردی و جهانگردی کشور جهت کسب اطلاعات ورود گردشگر در دوره زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۰ استفاده شده است. بسیاری از مطالعات، عوامل اقتصادی را مؤثر بر توریسم دانسته و علیت را یک طرفه از عوامل اقتصادی بر صنعت گردشگری می‌دانند. خوارزمی (۱۳۸۴) با استفاده از علیت تودا یا ماتو<sup>۲</sup> جهت علیت را از تجارت بر گردشگری به دست آورده است و برال و همکاران نیز با ارزیابی اثرات عوامل اقتصادی و تجاری بر توریسم، جهت علیت را از عوامل اقتصادی و تجاری بر گردشگری عنوان می‌کنند. همچنین صیدایی و هدایتی مقدم (۱۳۸۹) نیز علیت را از طرف امنیت بر گردشگری عنوان می‌کنند. در این مطالعه نیز با بررسی آزمون علیت گرنجر، علیت گرنجر از طرف متغیرهای اقتصادی تحقیق بر متغیر توریسم تأیید شده است که نتایج آن به صورت زیر می‌باشد:

### الف- روش‌های اندازه‌گیری نوسانات

در این پژوهش از نوسانات نرخ ارز، تولید و قیمت نفت و اقتصاد زیرزمینی به عنوان شاخص‌های عدم امنیت اقتصادی استفاده شده است.

#### ۱- نوسانات تولید

برای اندازه‌گیری نوسانات تولید به عنوان شاخص عدم امنیت اقتصادی در تحقیق حاضر از روش GARCH استفاده شده است. برای این منظور از رابطه سری زمانی تولید کشور اقدام به برآورد پسماند تغییرات آن می‌شود، یعنی:

1. World Development Indices(WDI)

2. Toda and Yamamoto

$$Gdp_t = \gamma_0 + \sum_{j=1}^p \gamma_{t-j} Gdp_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

به طوری که،  $Gdp_t$  تولید ناخالص داخلی کشور،  $p$  مقدار تأخیر و  $\varepsilon_t$  پسماند می‌باشد. جهت تعیین میزان تأخیرات ( $p$ ) نیز از روش‌های AIC و SIC استفاده می‌شود (مرادی، ۱۳۸۴). در ادامه ضمن برآورد نوسانات تولید، با کمک رابطه زیر مقدار نوسانات تولید برآورد می‌شود.

$$h_t^2 = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-2}^2 + \beta_3 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_4 \varepsilon_{t-2}^2 \quad (2)$$

به طوری که  $h_t^2 = Var(\varepsilon_t)$  است.

جدول (۳): آماره‌های آکائیک و شوارز مدل GARCH نوسانات

مدل‌های نوسانات	مدل‌های نوسانات نرخ ارز (c)			مدل‌های نوسانات نفت (b)			مدل‌های نوسانات تولید (a)		
	مدل سوم GARCH	مدل دوم GARCH	مدل اول GARCH	مدل سوم GARCH	مدل دوم GARCH	مدل اول GARCH	مدل سوم GARCH	مدل دوم GARCH	مدل اول GARCH
نوع مدل	@SQRT(GARCH(-1)H)	RS(-1)C RS(-2)	RS RS(-1)C RS(-3)(-2) RS(-RS(-4) RS(-6)5)	OIL(-C 1)	GARCH OIL(-1)C OIL(-2)	OIL(-1)C OIL(-2) OIL(-3)	gdp(-1)C	GARCH gdp(-1)C gdp(-2)	gdp(-1)C gdp(-2) gdp(-3)
ماره آکائیک	-0.178838	15.95835	16.80719	0.981807	4.894492	1.496946	1.001907	3.874692	1.090746
آماره شوارز	0.012365	16.15139	16.24882	1.173009	5.241969	1.808813	1.003509	4.251069	2.708013

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به آماره‌های آکائیک (AIC) و شوارز (SIC) مدل‌های GARCH تولید در بخش a جدول ۳، آماره‌ها در مدل GARCH با دو وقفه حداکثر می‌باشند، لذا  $P=2$  برای محاسبه نوسانات متغیر تولید استفاده شده است.

## ۲- نوسانات قیمت نفت

برای اندازه‌گیری نوسانات قیمت نفت نیز در تحقیق حاضر از روش GARCH استفاده شده است. لذا، ضمن محاسبه برآورد پسماند تغییرات قیمت نفت، از رابطه سری زمانی قیمت نفت اقدام به برآورد پسماند تغییرات آن می‌شود:

$$oil_t = \gamma_0 + \sum_{j=1}^p \gamma_{t-j} oil_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

به طوری که،  $oil_t$  قیمت نفت،  $p$  مقدار تأخیر و  $\varepsilon_t$  پسماند می‌باشد. جهت تعیین میزان تأخیرات ( $p$ ) از روش‌های AIC و SIC استفاده می‌شود. در ادامه ضمن برآورد نوسانات قیمت نفت، با کمک رابطه زیر مقدار نوسانات قیمت نفت برآورد می‌شود:

$$h_t^2 = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-2}^2 + \beta_3 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_4 \varepsilon_{t-2}^2 \quad (4)$$

به طوری که  $h_t^2 = Var(\varepsilon_t)$  است. با توجه به مطالب فوق به برآورد مدل‌های GARCH نوسانات نفت پرداخته شده است. همان‌طور که آماره‌های آکائیک (AIC) و شوارز (SIC) مدل‌های GARCH نوسانات نفت در بخش b جدول ۳ فوق نشان داده شده است، آماره‌ها در مدل GARCH دوم حداکثر می‌باشند (آماره‌ها به ترتیب ۴/۸ و ۵/۲ می‌باشند)، لذا  $p=2$  برای محاسبه نوسانات متغیر قیمت نفت استفاده شده است.

### ۳- نوسانات نرخ ارز

در همین رابطه، نوسانات نرخ ارز نیز به روش GARCH به صورت زیر است:

$$CRS_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_{t-j} CRS_{t-j} + v_t \quad (5)$$

به طوری که،  $CRS_t$  نرخ ارز واقعی،  $p$  مقدار تأخیرات، و  $v_t$  پسماند می‌باشد. سپس مقدار  $p$  از روش‌های SIC و AIC محاسبه گردیده و در محاسبه نوسانات از روش GARCH از برآورد  $v_t$  استفاده شده است. بخش c جدول (۱) نتیجه برآورد  $p$  را نشان می‌دهد. همان‌طور که آماره‌های آکائیک و شوارز مدل‌های GARCH نوسانات نرخ ارز در بخش c جدول (۳) نشان داده شده است. آماره‌ها در مدل GARCH اول حداکثر می‌باشند (به ترتیب ۱۶/۸ و ۱۶/۲)، لذا مدل اول که  $p=6$  است برای محاسبه نوسانات متغیر نرخ ارز استفاده شده است.

### ب- شاخص اقتصاد زیرزمینی (غیررسمی): شاخص پول شویی

جهت اندازه‌گیری بخش غیررسمی در اقتصاد به عنوان جایگزین متغیر پول شویی از راهبردهای «آمارگیری خانوار»، «آمارگیری کارگاهی»، «آمارگیری تلفیقی خانوار و بنگاه» و «روش غیرمستقیم» استفاده می‌شود. عمومی‌ترین روش در میان روش‌های راهبرد غیرمستقیم روش «نسبت نقد» است که نخستین بار در سال ۱۹۵۸ توسط کاگان<sup>۱</sup> برای اندازه‌گیری میزان درآمد گزارش نشده به کار رفت. بر اساس این روش هر نوع افزایش غیرمعمول در تقاضای پول نقد با افزایش فعالیت‌های اقتصادی در بازار غیررسمی ارتباط دارد. در این روش فرض بر این است که بخش نامنظم در مبادلات خود فقط از پول نقد استفاده

1. Cagan

می‌کند و هر گاه تقاضای برای پول نقد به صورت غیرمعمول افزایش یابد خبر از آن دارد که بر حجم فعالیت بخش غیررسمی افزوده شده است (Norman & Loayza). در این مطالعه نیز از روش غیرمستقیم استفاده می‌شود.

### ج- آزمون کاربردی

فرآیند ARDL می‌تواند بین متغیرهای وابسته و توضیحی تمایز ایجاد کند. در این مورد، نمایش تصحیح مدل ویژگی ARDL از معادله زیر استفاده شده است:

$$\Delta \ln Y_t = \alpha_{0Y} + \sum_{i=1}^n b_{1i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n c_{2i} \Delta \ln X_{t-i} + \sigma_1 \ln Y_{t-1} + \sigma_2 \ln X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\Delta \ln X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n b_{1i} \Delta \ln X_{t-i} + \sum_{i=1}^n c_{1i} \Delta \ln Y_{t-i} + \omega_1 \ln X_{t-1} + \omega_2 \ln Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

در معادلات فوق دلتا عامل تفاضل،  $Y_t$  لگاریتم متغیر وابسته،  $X_t$  لگاریتم متغیر مستقل و شامل خطاهای تصادفی مستقل سریالی با میانگین صفر و ماتریس کوواریانس محدود می‌باشد و در آن‌ها فرضیه صفر عدم وجود ارتباط بلندمدت را نشان می‌دهد. در مرحله سوم با استفاده از آزمون علیت گرنجر، به بررسی ارتباط بین متغیرهای مورد بررسی در این تحقیق بر روی مدل‌های تصحیح خطای ذکر شده می‌پردازیم.

$$\Delta \ln Y_t = \alpha_0 + \varphi_{1_1}^p(L) \Delta \ln Y_t + \varphi_{1_2}^q(L) \Delta \ln X_t + \delta ECT_{t-1} + u_t \quad (8)$$

$$\Delta \ln X_t = \alpha_0 + \varphi_{2_1}^p(L) \Delta \ln X_t + \varphi_{2_2}^q(L) \Delta \ln Y_t + \delta ECT_{t-1} + u_t \quad (9)$$

$$\varphi_{i_j}^p(L) = \sum_{n=1}^{P_{ij}} \varphi_{ijn} L \quad (10)$$

$$\varphi_{i_j}^q(L) = \sum_{n=1}^{Q_{ij}} \varphi_{ijn} L \quad (11)$$

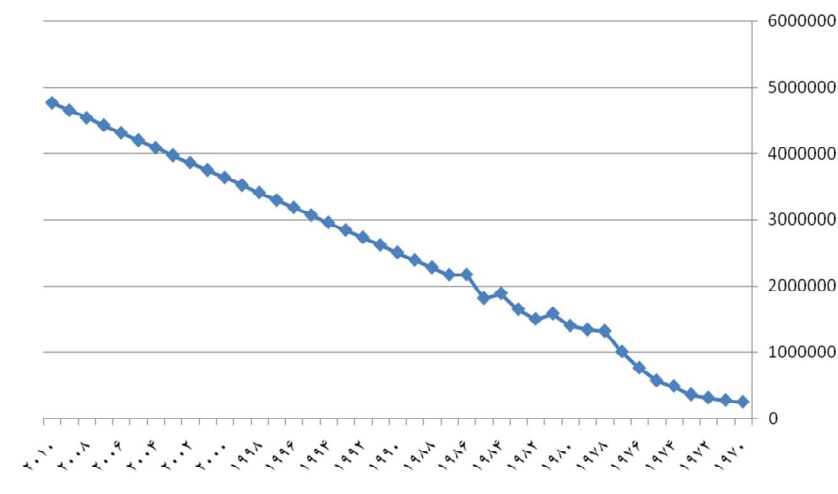
مقاله حاضر رویکرد مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده ARDL را برای بررسی هم‌جمعی به کار می‌گیرد. بیشتر مطالعات اخیر بر این نکته اشاره دارند که رویکرد ARDL برای بررسی هم‌جمعی بر دیگر روش‌های مرسوم همچون روش انگل و گرنجر برتری دارد. یکی از دلایل برتر دانستن رویکرد ARDL این است که این روش صرف نظر از اینکه متغیرهای موجود در مدل (۰) I یا (۱) I هستند، قابل کاربرد است، دلیل دیگر اینکه در این روش در

نمونه‌های کوچک یا محدود کارایی نسبتاً بیشتری در مقایسه با روش‌های دیگر دارد، بنابراین در این مطالعه از این روش استفاده شده است. برآورد مدل ARDL با حداکثر تعداد ۳ وقفه و با نرم‌افزار Microfit انجام شده است.

### ۳- نتایج تحقیق و پیشنهادات

در ابتدا واقعیت‌های آشکار شده در دوره مطالعه متغیرهای تحقیق نمایش داده می‌شود و روند آن تحلیل می‌شود.

نمودار (۱) - روند توریسم به ایران



منبع: نرم افزار WDI,2011

بعد از پیروزی انقلاب اسلامی، با بروز تغییرات سیاسی در منطقه، اشغال افغانستان، بروز جنگ ایران و عراق، جدا شدن کشورهای آسیای میانه و قفقاز، صنعت جهانگردی در منطقه دستخوش نوسانات و تغییراتی در ترکیب جهانگردان رخ داده است. با مقایسه ترکیب کشورها قبل و بعد از انقلاب نتیجه می‌شود که کشورهایی مانند انگلستان، کویت و فرانسه، مکان خود را به کشورهای ترکیه، آذربایجان، هند و ژاپن داده‌اند (خوارزمی، ۱۳۸۴). همان‌طور که مشاهده می‌شود با وجود نوساناتی در سال‌های انقلاب اسلامی، به صورت کلی روند ورود توریسم به ایران یک روند صعودی داشته است. در این بخش پیش‌آزمون‌های لازم و در نهایت نتایج مدل خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده ARDL آورده خواهد شد.

#### ۴- مانایی متغیرهای تحقیق

قبل از برآورد مدل مانایی متغیرهای تحقیق توسط دو شاخص دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیپس پرون توسط نرم افزار Eviews بررسی می شود. در داده های سری زمانی، قبل از آنکه به تحلیل و تخمین معادلات الگو پرداخته شود، باید آزمون ریشه واحد برای تعیین مانایی سری های زمانی متغیرها انجام شود. با توجه به انتقادهای پرون از روش آزمون ریشه واحد دیکی فولر، در زمانی که شکست ساختاری در سری های زمانی وجود دارد، بررسی شکست ساختاری و آزمون ریشه واحد پرون ضروری است. وجود شکست ساختاری با توجه به تحولات اقتصادی ایران، در اوایل انقلاب و با توجه به تغییرات اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و تغییرات شگرف که در متغیرهای اقتصاد کلان کشور ایجاد نمود قابل دفاع است. در این شرایط نتایج آزمون های ریشه واحد دیکی فولر تردیدآمیز بوده و برای اطمینان کامل از غیرساکن بودن متغیرها ضروری است که از آزمون فیلیپس پرون نیز استفاده شود.

#### جدول (۴): نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مدل

##### بر اساس آماره فیلیپس پرون و دیکی فولر

متغیر	نماد متغیر	نوع تصریح	آماره فیلیپس پرون	آماره دیکی فولر تعمیم یافته	نوع مانایی
شاخص پول شویی	ML	C+T	-4.880554	-3.716850	I(1)
بیکاری	Une	T	-5.086725	-4.996702	I(1)
تورم	Inf	C	-16.43872	-2.185514	I(1)
شاخص نابرابری (ضریب جینی)	GiNi	C+T	-2.301876	-3.279792	I(0)
نوسانات تولید ناخالص داخلی	VGdp	T	-2.301821	-1.889882	I(1)
نوسانات نرخ ارز	VEx	C+T	-11.50897	-12.67873	I(0)
نوسانات قیمت نفت	VOil	T	-7.529103	-7.747709	I(1)
متوسط درآمد خارجی	FI	C	-9.123234	-2.03123	I(1)
شاخص گردشگر	Tour	C+T	-8.940553	-8.373263	I(1)

منبع: یافته های تحقیق، C نشان دهنده وجود عرض از مبدأ و T وجود روند در مدل می باشد. معنی داری ضرایب همه در سطح ۵٪ می باشند.

نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مدل بر اساس آماره فیلیپس پرون و دیکی فولر تعمیم یافته به گونه ای است که اکثر متغیرها با یک تفاضل مانا شده اند و متغیر ضریب جینی و نوسانات نرخ ارز در سطح مانا است.

### ۵- آزمون‌های هم‌انباشتگی در روش ARDL

مفهوم هم‌انباشتگی برای نخستین بار توسط گرنجر<sup>۱</sup> (۱۹۸۰) به ادبیات اقتصادسنجی معرفی شد. هم‌انباشتگی به وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای تحقیق اشاره دارد. متغیرهای هم‌انباشته بدین مفهوم است که در طول زمان با همدیگر حرکت می‌کنند، به گونه‌ای که اختلالات کوتاه‌مدت در بلندمدت تصحیح می‌شود. به منظور تشخیص رابطه هم‌انباشتگی میان متغیر  $X_1$  به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای  $X_2, X_3, \dots, X_k$  به عنوان متغیرهای مستقل با استفاده از روش باند، نخست معادله رگرسیونی (۱۴) با روش OLS برآورد می‌شود:

$$\begin{aligned} \Delta X_1 t = & \alpha + \beta t + \sum_{i=1}^m \theta_{1i} \Delta X_1 t - 1 + \sum_{i=1}^m \theta_{2i} \Delta X_2 t - 1 + \sum_{i=1}^m \theta_{3i} \Delta X_3 t - 1 \\ & + \dots + \sum_{i=1}^m \theta_{ni} \Delta X_n t - 1 + \sum_{i=1}^m \theta_{5i} \Delta X_5 t - 1 + \mu_1 X_1 t - 1 + \mu_2 X_2 t - 1 \quad (12) \\ & + \mu_3 X_3 t - 1 + \dots + \mu_4 X_4 t - 1 + \varepsilon t \end{aligned}$$

$\Delta$  نشانگر تفاضل و  $m$  تعداد وقفه‌های بهینه را نشان می‌دهد که با معیارهای شوارز، آکائیک و حنان کوئین تعیین می‌شود. اگر فرضیه صفر  $H_0 = \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 \dots = \mu_n = 0$  رد شود، آنگاه نتیجه گرفته می‌شود که هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل وجود دارد. چنانچه فرضیه صفر رد نشود، هیچ‌گونه ارتباط هم‌انباشتگی بلندمدت میان متغیرها وجود ندارد. سپس برای بررسی فرضیه‌ها مقدار محاسبه شده آماره  $F$  با مقادیر بحرانی باند مقایسه می‌شوند. صرف نظر از درجه انباشتگی متغیرها و وجود یا عدم وجود ارتباط هم‌انباشتگی میان آن‌ها، توزیع مجانبی این آماره غیراستاندارد است و بسته به درجه انباشتگی متغیرها تعداد رگرسورها و اینکه آیا مدل ARDL عرض از مبدأ یا روند زمانی را شامل می‌شود یا خیر ممکن است متفاوت باشد. به همین دلیل و بر مبنای این ویژگی‌ها دو گروه از مقادیر بحرانی مجانبی (معروف به مقادیر بحرانی باند) ارائه شده که در خصوص گروه اول فرض بر آن است که همه متغیرهای مدل ساکن یا  $I(0)$  هستند. گروه دوم از مقادیر بحرانی باند نیز مبتنی بر فرض انباشتگی درجه ۱ همه متغیرها هستند. پس از محاسبه مقدار آماره  $F$  و استخراج مقادیر بحرانی مربوط به مدل، یکی از سه تصمیم زیر در رابطه با وجود یا عدم وجود هم‌انباشتگی میان متغیرها اتخاذ می‌شود.

۱- اگر مقدار آماره  $F$  در بین دو مقدار بحرانی باند قرار گیرد، آزمون بی‌نتیجه است.

۲- چنانچه مقدار آماره  $F$  بیشتر از مقدار بحرانی باند بالا باشد، فرضیه صفر عدم وجود

هم‌انباشتگی میان متغیرها رد شده و فرضیه مقابل مبنی بر وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرها پذیرفته می‌شود.

۳- اگر مقدار آماره  $F$  کمتر از مقدار بحرانی باند پایین باشد، آنگاه فرضیه صفر مبتنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی میان متغیرها نمی‌تواند رد شود.

پسران و همکارانش همچنین مقادیر بحرانی باند مربوط به آماره  $W$  را محاسبه کرده‌اند. قاعده تصمیم‌گیری بر اساس این آماره در خصوص رد یا پذیرش فرضیه صفر مشابه آماره  $F$  است. رویکرد باند معرفی شده توسط پسران و همکارانش دارای چند مزیت است. اولاً، مسئله درونزایی در این رویکرد مطرح نیست و همه متغیرها درونزا به حساب می‌آیند. ثانیاً، در شرایطی که مدل مشتمل بر ترکیبی از متغیرهای ایستا  $I(0)$  و نایستا با درجه انباشتگی یک  $I(1)$  باشد، آزمون باند قابل استفاده است. ثالثاً، این آزمون برای نمونه‌های با اندازه کوچک نسبت به سایر آزمون‌ها نتایج قابل اعتمادتری را ارائه می‌دهد. رابعاً، از سهولت لازم برخوردار بوده و پارامترها با روش ساده حداقل مربعات معمولی انجام می‌شود (سلیمی‌فر و همکاران، ۱۳۸۹). اما همان‌طور که اوتارا<sup>۱</sup> (۲۰۰۴) اذعان دارد، چنانچه درجه انباشتگی برخی از متغیرهای مدل بزرگتر از یک باشد، مقادیر بحرانی باند معتبر نمی‌باشند. نتایج آماره‌های  $F$  و  $W$  و نیز مقادیر باند مربوط به آن‌ها در جدول زیر نمایش داده شده است.

جدول (۵): نتایج آماره‌های  $F$  و  $W$  و نیز مقادیر باند مربوط به آن‌ها

مقدار آماره	مقادیر بحرانی باند در سطح اهمیت ۵٪		مقادیر بحرانی باند در سطح اهمیت ۱۰٪	
	کران پایین	کران بالا	کران پایین	کران بالا
$F=9/1231$	۴/۵۶۷۳	۵/۹۸۹۲	۳/۸۲۰۳	۴/۹۹۰۲
$W=28/1238$	۱۷/۱۰۳۸	۲۴/۸۷۳۲	۱۵/۱۵۹۰	۱۹/۹۸۳۵

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج آزمون هم‌انباشتگی نشان می‌دهد که آماره‌های  $F$  و  $W$  بالاتر از کرانه‌های بالا هستند که نشان از وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای تحقیق می‌باشد. تعداد وقفه‌های بهینه نیز از معیار شوارز استفاده شده است.

## ۶- وجود ضرایب بلندمدت

به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت در الگوی پویا و آزمون دیگری برای هم‌انباشتگی متغیرها، باید آزمون هم‌جمع متغیرها صورت گیرد. شرط اینکه متغیرها هم‌جمع باشند این است

1. Ouattara

که مجموع ضرایب متغیرهای باوقفه وابسته که به عنوان متغیر توضیحی در مدل ظاهر شده‌اند، کوچک‌تر از یک شود. ملاک آزمون به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^s \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^s Se \hat{\alpha}_i} \quad (۱۳)$$

که در آن  $\hat{\alpha}_i$  و  $Se \hat{\alpha}_i$ ، به ترتیب ضرایب مربوط به مقادیر باوقفه متغیر وابسته و انحراف استاندارد مربوط به آن ضرایب است. آماره فوق با کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادوو مستر<sup>۱</sup> مقایسه شده که اگر قدرمطلق مقدار آماره فوق از کمیت بحرانی بیشتر باشد، فرضیه  $H_0$  رد شده و در نتیجه این قضیه به اثبات می‌رسد که الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلندمدت گرایش خواهد یافت. مقدار آماره  $t$  به دست آمده از این فرمول با آمار ارائه شده توسط دولادوو و مستر در سطح ۵٪ که برابر 3.35- بوده، مقایسه شده است که حاکی از هم‌جمع بودن متغیرها می‌باشد. در ادامه نتایج مدل ARDL در سه حالت کوتاه‌مدت، بلندمدت و ECM به صورت زیر می‌باشد.

#### ۷- نتایج مدل ARDL

نتایج کوتاه‌مدت در مدل ARDL با وجود وقفه‌ها به صورت زیر در مدل تحلیل می‌شود:

جدول (۶): نتایج مدل کوتاه‌مدت ARDL و اثرات شاخص‌های کلان اقتصادی و پول‌شویی بر جذب گردشگر

متغیرهای مستقل	نماد	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	احتمال معناداری
شاخص گردشگر با یک وقفه	TOUR(-1)	.62311	.076971	5.0070	.000
شاخص نوسانات قیمت نفت	VOIL	-.20034	.10428	-3.4335	.557
شاخص درآمد خارجیان	FI	.53453	.080123	4.65664	.000
شاخص پول‌شویی	ML	-.11064	.013997	-3.0341	.036
شاخص نوسانات تولید ناخالص داخلی	VGDP	-.59050	.016786	-1.9405	.020
شاخص نوسانات نرخ ارز	VEX	.50032	.53270	1.5453	.168
شاخص ضریب جینی	GINI	-.87403	.56646	-3.0080	.040
نرخ بیکاری	UNE	-.43309	.16624	-1.9901	.059
عرض از مبدأ	C	-8.0032	1.1066	-9.004	.242

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که مشخص است، اکثر متغیرها در کوتاه‌مدت بر شاخص جذب گردشگر در ایران اثر معناداری دارند.  $R^2$  مدل برابر ۹۹ درصد بوده که نشان‌دهنده قدرت توضیح‌دهندگی خوب مدل و نشان‌دهنده آن است که متغیرهای تحقیق ۹۹ درصد تغییرات شاخص اندازه دولت در کوتاه‌مدت را توضیح می‌دهد.  $d$  دوربین واتسون به دلیل خودرگرسیونی بودن مدل قابل استفاده نمی‌باشد. در اینجا از  $h$  دوربین استفاده شده که برابر 2.2333 است و نشان‌دهنده عدم وجود خود همبستگی در مدل مورد بررسی می‌باشد. در نتایج بلندمدت، با در نظر گرفتن وقفه‌های متغیرها، نتایج صرفاً با متغیرهای اصلی مدل به نمایش در آمده است.

جدول (۷): نتایج مدل بلندمدت ARDL و اثرات شاخص‌های کلان اقتصادی و پول‌شویی بر جذب گردشگر

متغیرهای مستقل	نماد	ضریب	انحراف استاندارد	احتمال معناداری آماره (T)
نوسانات تولید ناخالص داخلی	VGDP	-0.37591	.12345	-3.1091 [.003]
شاخص درآمد خارجیان	FI	.031312	.00913	2.9879 [.018]
ضریب جینی	GINi	.16462	.02032	.97805 [.107]
نرخ بیکاری	UNe	-0.50322	.13432	-4.2995 [.000]
نوسانات نرخ ارز	Vex	.058486	.10423	2.1009 [.038]
تورم	Inf	-0.63778	.10342	-4.1934 [.000]
نوسانات قیمت نفت	VOil	-0.50192	.01279	-2.6506 [.026]
شاخص پول شویی	ML	-0.90563	.05473	-2.9902 [.011]
عرض از مبدا	C	3.8001	.10676	5.0073 [.000]

منبع: یافته‌های تحقیق

بر طبق نتایج تحقیق، اثر شاخص پول‌شویی و نوسانات تولید و نوسانات قیمت نفت، تورم و بیکاری بر شاخص جذب گردشگر منفی و معنادار می‌باشد. در واقع با ایجاد نوسانات تولید و ناامنی در تولید و عدم وجود امنیت اقتصادی ورود گردشگر به کشور کاهش می‌یابد. شاخص درآمد خارجیان نیز اثر مثبت و معنادار بر ورود گردشگر به کشور دارد. اثر نوسانات نرخ ارز نیز مثبت است. در ادامه نتایج مدل ECM و سرعت همگرایی مدل بررسی می‌شود:

جدول (۸): نتایج مدل ECM و اثرات شاخص‌های کلان اقتصادی و پول‌شویی بر جذب گردشگر

متغیرهای مستقل	نماد	ضریب	انحراف استاندارد	آماره T	احتمال معناداری
نوسانات قیمت نفت	dVOIL	-.21002	.31414	-2.8753	.014
نوسانات تولید ناخالص داخلی	dVGDP	-.33017	.095623	-2.9006	.010
نوسانات نرخ ارز	dVEX	-.54305	.027538	-2.7002	.015
ضریب جینی	dGINI	.21011	.12345	.59998	.603
نرخ بیکاری	dUNE	-.12313	.53270	-3.0013	.001
درآمد خارجی	dFI	.24316	.56646	5.3564	.000
تورم	dinf	-.25401	.16624	-3.8767	.000
عرض از مبدأ	dC	.00019	.10666	3.0098	.001
	Ecm(-1)	-.55101	.00636	-3.7625	.000

منبع: یافته‌های تحقیق

بر طبق نتایج مدل ECM، ضرایب اکثر متغیرها معنادار بوده و ضریب  $-0.55$  برای ECM نشان‌دهنده سرعت همگرایی و ضریب تعدیل خطا در مدل می‌باشد. در واقع اثرات متغیرهای تحقیق در بلندمدت نیز پایا و هم‌جمع می‌باشند و چنانچه اخلاقی در مسیر کوتاه‌مدت به بلندمدت به وجود آید هر ساله ۵۵ درصد انحرافات از رابطه بلندمدت جبران می‌شود.  $R^2$  مدل برابر ۸۲ درصد بوده که نشان‌دهنده قدرت توضیح‌دهندگی خوب مدل و نشان‌دهنده آن است که متغیرهای تحقیق ۸۲ درصد تغییرات شاخص گردشگر در بلندمدت را توضیح می‌دهد.  $d$  دوربین واتسن به دلیل خودرگرسیونی بودن مدل قابل استفاده نمی‌باشد. اینجا از  $h$  دوربین استفاده شده است که برابر ۲.۱۶۵۴ بوده که نشان‌دهنده عدم وجود خود همبستگی در مدل مورد بررسی می‌باشد.

### نتیجه‌گیری

امروزه توسعه گردشگری در تمامی عرصه‌ها، چه در سطح ملی و منطقه‌ای و چه در سطح بین‌المللی مورد توجه برنامه‌ریزان دولتی و شرکت‌های خصوصی قرار گرفته است. بسیاری از کشورها به صورت فزاینده‌ای به این حقیقت پی برده‌اند که برای بهبود وضعیت اقتصادی خود باید ابتکار عمل به خرج داده و در صدد یافتن راه‌های تازه‌ای برآیند. برای کشورهایی مانند

ایران، درآمدهای نفتی، یک نوع رانت اقتصادی تلقی می‌شود که فاقد هرگونه اثرات القایی مستقیم از لحاظ بالا بردن سطح تولید در اقتصاد است. در حالی که صنعت گردشگری به صورت زنجیروار با بعضی از فعالیت‌های اقتصادی، وابستگی دو جانبه داشته و رونق آن، از لحاظ افزایش درآمدها در اقتصاد کشور میزبان تأثیر بسزایی دارد. در نتیجه توسعه گردشگری، اقتصاد کشور را از حالت تک محصولی خارج می‌کند و ثبات اقتصادی را به علت ثبات درآمدهای ناشی از جذب گردشگری برای کشور به همراه خواهد داشت. گام اول در بهبود صنعت توریسم در ایران برقراری و تضمین امنیت فراگیر، هم در بعد خارجی و هم در بعد داخلی اقتصادی و ملی آن است. به منظور تحقق این هدف لازم است ضمن ارتقای امنیت با بکارگیری وسایل ارتباطی و رسانه‌های بین‌المللی، وجود امنیت کامل در کشور را به سمع و نظر عموم مردم و جهانگردان همه کشورهای جهان رساند تا تصویر نادرست فقدان امنیت در کشور، مانع از رشد و توسعه صنعت توریسم نشود (اولوانی، ۱۳۷۹).

این تحقیق عوامل مؤثر بر جذب گردشگر در کشور و به خصوص شاخص پول‌شویی را با استفاده از فرآیند خودرگرسیون و با وقفه‌های توزیعی مورد ارزیابی قرار داد. نتایج تحقیق در سه حالت کوتاه‌مدت، بلندمدت و ECM حاکی از آن بود که شاخص پول‌شویی می‌تواند عاملی منفی برای جذب گردشگر به کشور باشد و توسعه گردشگری نیازمند مبارزه با پول‌شویی به عنوان یک عامل مخرب امنیت و توسعه گردشگری در کشور می‌باشد. در واقع نتایج بلندمدت تحقیق نشان می‌دهد که یک واحد افزایش شاخص پول‌شویی در کشور، 0.8 واحد شاخص گردشگر را کاهش می‌دهد. مهم‌ترین پیشنهاد سیاستی در این بخش، مبارزه با مفاسد اقتصادی با یک اراده محکم و شناسایی مبادی پول‌شویی در کشور و مبارزه با این پدیده اقتصادی که می‌تواند فرآیند توسعه را با مشکلات جدی مواجه کند.

از طرف دیگر نتایج مدل ARDL نشان داد که نوسانات تولید و نوسانات قیمت نفت - به عنوان عوامل مؤثر بر امنیت اقتصادی - می‌تواند به طور معناداری جذب گردشگر را با مشکل مواجه نماید. توصیه سیاستی دوم، بسته‌های پولی و مالی حمایت از تولید و کاهش ریسک تولید به منظور کاهش نوسانات تولید می‌باشد. نتیجه دیگر این تحقیق، اثر مخرب شاخص‌های تورم و بیکاری به عنوان دو چالش مهم اقتصادی در جذب گردشگر و توسعه صنعت گردشگری در کشور می‌باشد که می‌توان با کنترل آن‌ها و ارائه بسته‌های سیاستی مناسب شاهد اثرات مثبت آن‌ها و در نهایت رشد و توسعه اقتصادی کشور بود.

## منابع

### الف - فارسی

۱. الوانی، مهدی؛ دهدشتی، زهره؛ *اصول و مبانی جهانگردی*، تهران، بنیاد مستضعفان و جانبازان، ۱۳۷۳.
۲. الوانی، مهدی؛ *اصول و مبانی جهانگردی*، نشر رهنما، چاپ دوم، ۱۳۷۹.
۳. بیابانی، غلامحسین؛ عصار، محمدتقی؛ «پول‌شویی، خطری برای امنیت اقتصادی و اجتماعی»، *مجله سیاسی اقتصادی*، ۱۳۸۸، شماره ۲۶۱-۲۶۲.
۴. تاجیک، محمدرضا؛ *مقدمه‌ای بر استراتژی امنیت ملی*، انتشارات علمی و فرهنگی، ۱۳۸۱.
۵. ثبوتی، حجت؛ «بررسی عوامل تأثیرگذار در توسعه گردشگری استان ایلام»، سازمان میراث فرهنگی و صنایع دستی و گردشگری استان ایلام، ۱۳۸۶.
۶. جزایری، مینا؛ «جرم پول‌شویی به عنوان یک جرم مستقل»، *مجموعه سخنرانی‌ها و مقالات همایش بین‌المللی مبارزه با پول‌شویی*، کمیته معاضدت قضایی ستاد مبارزه با مواد مخدر، نشر وفاق، ۱۳۸۲.
۷. خسروآبادی، محمد؛ «تخمین تابع تقاضای گردشگری خارجی ایران طی دوره ۱۳۴۴-۱۳۸۳ و ارائه استراتژی‌های گسترش صنعت گردشگری ایران) با استفاده از استراتژی‌های توسعه گردشگری در مالزی، سنگاپور و مصر»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه صنعتی اصفهان، دانشکده مهندسی صنایع و سیستم‌ها، اصفهان، ۱۳۸۵.
۸. خوارزمی، ابوالقاسم؛ «بررسی رابطه علیت بین گردشگری و تجارت در ایران ۱۳۳۸-۱۳۸۰»، *فصلنامه پژوهش‌نامه بازرگانی*، ۱۳۸۴، شماره ۳۷.
۹. رکن‌الدین افتخاری، عبدالرضا؛ قادری، اسماعیل؛ «نقش گردشگری روستایی در توسعه روستایی (نقد و تحلیل چهارچوب‌های نظریه‌ای)»، *مجله مدرس*، ۱۳۸۱، شماره ۲.
۱۰. رنجبران، بهرام؛ زاهدی، محمد؛ «خدمات صنعت گردشگری مطالعه موردی برنامه‌ریزی در ایران»، اصفهان، انتشارات کنکاش، *مجله علوم محیطی*، ۱۳۸۴، شماره ۱.
۱۱. \_\_\_\_\_؛ «برنامه‌ریزی گردشگری در سطح ملی و منطقه‌ای»، *جهاد دانشگاهی (دانشگاه صنعتی اصفهان)*، چاپ اول، ۱۳۷۹.
۱۲. رهبر، فرهاد؛ *پول‌شویی و راه‌های مقابله با آن*، انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۸۷.
۱۳. *آمار ورود تعداد گردشگرهای ورودی به ایران از سال ۱۳۵۰-۱۳۷۸*، سازمان ایرانگردی و جهانگردی، معاونت تحقیقات، آموزش و برنامه‌ریزی بخش آمار و اطلاعات.

۱۴. سلیمی فر، مصطفی؛ حق‌نژاد، امین؛ رحیمی، محسن؛ «بررسی عوامل تولید بر شدت مصرف انرژی در ایران؛ یک تجزیه و تحلیل مبتنی بر تابع تولید کاب - داگلاس»، مجله دانش و توسعه دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، ویژه‌نامه اسفند ۱۳۸۹، شماره ۳۴.
۱۵. شفیع‌زاده، اسرافیل؛ *اکوگردشگری در ایران چیزی در حد صفر*، نشریه جهان صنعت، ۱۳۸۳.
۱۶. صحرائیان، سید مهدی؛ *تطهیر پول در ایران*، تهران، معارف، ۱۳۸۱.
۱۷. \_\_\_\_\_؛ «فرازهایی از یافته‌های تحقیقات پول‌شویی در ایران»، مجموعه مقالات همایش بین‌المللی مبارزه با پول‌شویی، شیراز، ۱۳۸۲.
۱۸. صیدایی، سید اسکندر؛ هدایتی مقدم، زهرا؛ «نقش امنیت در توسعه گردشگری»، فصلنامه تخصصی علوم اجتماعی دانشگاه آزاد اسلامی واحد شوشتر، ۱۳۸۹، شماره ۸.
۱۹. عباسی‌نژاد، حسین؛ حبیبی، فاتح؛ «تصریح و برآورد تابع تقاضای گردشگری، ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی - مقطعی»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۴، شماره ۷۰.
۲۰. عظیمی، ناصر علی؛ حاجی‌پور، عبدالحمید؛ «برنامه‌ریزی توسعه صنعت گردشگری و اکوگردشگری برای توسعه اقتصادی»، ۱۳۸۷.
۲۱. قادری، زاهد؛ «امنیت و صنعت گردشگری»، روزنامه سرمایه، ۲۱ مهر ۱۳۸۸.
۲۲. کاکاوند، رؤیا؛ ۱۳۸۶، «امنیت معتبرترین جاذبه گردشگری»، سایت اینترنتی آریا، ۱۳۸۶.  
[www.chtn.ir](http://www.chtn.ir)
۲۳. لی، جان؛ *گردشگری و توسعه جهان سوم*، عبد‌الرضا رکن‌الدین افتخاری، و معصومه سادات صالحی امین، شرکت چاپ و نشر بازرگانی وابسته به مؤسسه مطالعات پژوهش‌های بازرگانی، ۱۳۷۸.
۲۴. محلاتی، صلاح‌الدین؛ «نگاهی به اهمیت اقتصادی جهانگردی در جهان معاصر»، اطلاعات سیاسی - اقتصادی، ۱۳۷۷، شماره ۱۳۷-۱۳۸.
۲۵. \_\_\_\_\_؛ *درآمدی بر جهانگردی*، انتشارات دانشگاه شهید بهشتی، چاپ اول، ۱۳۸۰.
۲۶. محمدزاده، پرویز؛ بهبودی، داود؛ فشاری، مجید؛ سیاب ممی‌پور؛ «تخمین تابع تقاضای خارجی کل گردشگری ایران) رهیافت TVP»، فصلنامه علمی پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۱۳۸۹، شماره ۱.
۲۷. مرادی، علیرضا؛ *کاربرد Eviews در اقتصادسنجی*، سازمان انتشارات جهاد دانشگاهی، واحد تهران، ۱۳۸۴.
۲۸. مراسلی، عزیز؛ «تخمین توابع عرضه و تقاضای خارجی گردشگری در ایران»، تهران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس، ۱۳۷۴.

۲۹. موسایی، میثم؛ «تخمین تابع تقاضای گردشگری به ایران»، فصلنامه پژوهش‌نامه بازرگانی، ۱۳۸۳، شماره ۳۲.
۳۰. میر محمد صادقی، حسین؛ **رابطه بین جهانگردی و جرم خارجی در ایران**، تهران، مرکز پژوهش‌های بنیادی وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی، ۱۳۷۵.
۳۱. نصیری‌زاده، حمید رضا؛ توتونچی، جهانگیر؛ **«جهانگردی و اشتغال»**، تهران، مجموعه مقالات سمینار بررسی سیاست‌ها و برنامه‌های توسعه جهانگردی در جمهوری اسلامی ایران، دانشگاه علامه طباطبایی و سازمان ایرانگردی و جهانگردی، ۱۳۸۲.
۳۲. هال، جکینز؛ **سیاست‌گذاری جهانگردی**، دفتر پژوهش‌های علمی و فرهنگی، ۱۳۸۲.
۳۳. نوری، ابوالقاسم؛ «**پول‌شویی و اثرات اقتصادی آن بر نظام پولی و مالی**»، مجله الکترونیکی ویستا، ۱۳۸۹، <http://vista.ir/article/283437>.
۳۴. هزارجریبی، جعفر؛ «**احساس امنیت اجتماعی از منظر توسعه گردشگری**»، مجله جغرافیا و برنامه‌ریزی محیطی، ۱۳۹۰، شماره پیاپی ۴۲، شماره ۲.

#### ب- لاتین

35. Balaguer, J and Cantavella-Jorda. M; 2002, "**Tourism as a long-run economic growth factor: The Spanish case**", Applied Economics 34, PP. 877-884.
36. Baral, Nabin, Stern, Marc J., Bhattarai, Ranju; 2008, "**contingent valuation of ecotourism in Annapurna conservation area, Nepal: Implication for sustainable park finance and local development**", Ecological Economics, pp. 218-227.
37. Brida, Juan Gabriel, Edgar. J. Sanchez Carrera and W.Adrian Risso; 2008, "**Tourism's Impact on long-Run Mexican Economic Growth**", Economic Bulletin, Vol. 3, No. 21 pp.1-8.
38. Cees schaap; 1998, **Fighting Money Laundering**, Kluwer Law Int, p. 2
39. Oh. Chi-Ok; 2005, "**The contribution of tourism development to economic growth in the Korean economy**", Tourism Management 26, PP. 36-44.
40. Ouattara, B; 2004, "**Foreign Aid and Fiscal Policy in Senegal**", Mimeo, University of Manchester.
41. Pesaran, M.H., and Y., Shin; 1999, "**An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis**", In Storn, S.(Ed.), Econometric and Economis Theory in the 20<sup>th</sup> Centry; The Ranger Frisch Centennial Symposium. Cambridge University Press, Cambridge.

42. Pesaran, M.H., Shin, Y., and Smith, R.J; 1996, "**Testing for the existence of a Long-Run Relationship**", Department of Economics, Working Papers Aamalgamated Series, No 9622. University of Cambridge.
43. Peter J.Querk; 1996, **Macroeconomic Implicatioans Of Money Laundering** WP/96/66-EA/IMF/1996.
44. Vito Tanzi; *Money Laundering and the International Financial System*, 1996.
45. Wan-Chen Po and Bwo-Nung Huang; 2008, "**Tourism, development and economic growth-a nonlinear approach**", Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, Vol. 387, Issue. 22, P. 5535.
46. Shan, J., and K. Wilson; 2001, "**Causality between trade and tourism: empirical evidence from China**", Applied Economics Letters, 8, pp. 279-283.

# اندازه دولت و آزادی تجاری در ایران: شواهدی از مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR)

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۵/۱۲

تاریخ تأیید: ۹۳/۰۲/۰۷

سعید کریمی پتانلار<sup>۱</sup>

دانشیار اقتصاد دانشگاه مازندران

جلال منتظری شورکچالی<sup>۲</sup>

عضو گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور

ایوب خزائی<sup>۳</sup>

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه مازندران

## چکیده

با توجه به اهمیت بحث اثرگذاری آزادی تجاری بر اندازه دولت، مطالعه حاضر در تلاش است با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) و داده‌های فصلی ۱۳۶۹-۱۳۸۹ اثرگذاری غیرخطی آزادی تجاری بر اندازه دولت در ایران را مورد بررسی قرار دهد. نتایج حاصل از برآورد الگوی تحقیق نشان می‌دهد آزادی تجاری طی دوره مورد مطالعه به صورت نامتقارن و در قالب یک ساختار دو رژیم بر اندازه دولت تأثیر گذاشته است؛ به نحوی که آزادی تجاری در رژیم اول (هنگامی که حجم تجارت کمتر از ۳۹/۵۳ درصد GDP است) همگام با فرضیه کارایی اثر منفی و در رژیم دوم (هنگامی که حجم تجارت بیشتر از ۳۹/۵۳ درصد GDP است) همگام با فرضیه جبران اثر مثبتی بر اندازه دولت داشته است. همچنین نتایج بیانگر افزایش اندازه دولت در اثر افزایش سهم درآمدهای دولت و سرمایه‌گذاری از تولید ناخالص داخلی می‌باشد. واژگان کلیدی: آزادی تجاری، اندازه دولت، ایران، STR مدل

طبقه‌بندی موضوعی: F41, H50, C22

## مقدمه

در طول تاریخ، انگارها درباره نقش دولت، تغییر و تحول چشمگیری یافته است و تحولات اقتصادی دهه اخیر در سطح جهانی، این روند را سرعت بخشیده است. اعتقاد به مفید بودن دولت و برنامه‌ریزی دولتی در ادبیات عصر حاضر کم‌رنگ گردیده و دولت‌های بزرگ با برنامه متمرکز کمتر مورد حمایت قرار می‌گیرند. در همین رابطه، موضوعی که مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است،

1. Email: s.karimi@umz.ac.ir

2. Email: j.montazeri@stu.umz.ac.ir

3. Email: akhazaei65@gmail.com

« نویسنده مسئول »

تناسب اندازه دولت و آزادی تجاری است. در این زمینه دو دیدگاه افراطی وجود دارد. در یک نگرش، با افزایش آزادی تجاری، اندازه و نقش دولت در اقتصاد می‌بایست تا حداقل ممکن کاهش یابد و بر اساس نگرش دیگر، افزایش آزادی تجاری پیامدهایی را به دنبال خواهد داشت که نیاز است دولت‌ها برای مقابله با این پیامدها، نقش فعال‌تری را در اقتصاد ایفا نمایند.

بدون شک، آزادی تجاری در فرآیند کارکردهای خود، اثراتی بر فعالیت دولت خواهد داشت. وظایف و اندازه دولت در این فرآیند دستخوش تغییراتی شده، به نحوی که نمی‌توان در این مورد بدون بررسی‌های تجربی و آزمون‌های دقیق پیش‌داوری نمود. در همین راستا، سؤال اساسی این پژوهش این است که اندازه بهینه دولت با در نظر گرفتن سطح آزادی تجاری چگونه دستخوش تغییر قرار خواهد گرفت؟ این سؤال با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) و داده‌های فصلی ۱۳۶۹-۱۳۸۹ پاسخ داده خواهد شد.

لازم به ذکر است استفاده از مدل STR به چند دلیل این پژوهش را از سایر پژوهش‌های مشابه انجام گرفته متمایز ساخته است:

الف- رابطه بین آزادی تجاری و اندازه دولت بستگی به وضعیت سیستم دارد و معادله تعدیل پویا بین آن‌ها می‌تواند ثابت نبوده و بستگی به رژیم و وضعیتی داشته باشد که اقتصاد در آن قرار دارد.  
ب- در مدل STR تغییر در رژیم‌ها یا شکست‌های ساختاری به صورت درونزا توسط مدل مشخص می‌شود. بنابراین نیازی به وارد کردن متغیر موهومی و یا بررسی جداگانه شکست ساختاری نمی‌باشد.

ج- مدل STR علاوه بر اینکه قابلیت مشخص کردن تعداد دفعات و زمان تغییر رژیم را دارد، سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نیز نشان می‌دهد.  
مطالب این مقاله با بررسی مبانی نظری و مطالعات تجربی پیرامون موضوع آغاز شده، آن‌گاه به طراحی الگو و معرفی متغیرها پرداخته می‌شود. در نهایت نیز پس از برآورد الگو و تفسیر نتایج، جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه خواهد گردید.

## ۲- مبانی نظری و مطالعات تجربی

رابطه بین آزادی تجاری و اندازه دولت یکی از مناقشات موجود بین اقتصاددانان در دهه‌های اخیر بوده است. نخستین دیدگاه در این زمینه توسط کامرون<sup>۱</sup> (۱۹۷۸) مطرح شده است. کامرون بیان می‌کند که مخارج عمومی باید در کشورهای آزادتر به دلیل تمایل دولت برای کنترل سهم

---

1. Cameron

بزرگ‌تری از منابع کشور بیشتر باشد. بر اساس این دیدگاه کشورهای بازتر در برابر تقاضای خارجی و شوک‌های عرضه آسیب‌پذیر بوده و بیشتر در معرض نابرابری اقتصادی قرار دارند. بنابراین یک دولت بزرگ‌تر ممکن است در کاهش خطرات خارجی و ایجاد ثبات اقتصادی از طریق توزیع مجدد درآمد و یا دیگر اشکال برنامه‌های اجتماعی موفق‌تر باشد. این تئوری در ادبیات نظری به عنوان «فرضیه جبران»<sup>۱</sup> شناخته شده است (Schulze and Ursprung, 1999); (Rodrik, 1998). به عبارتی دیگر، یکپارچه‌سازی بازارهای جهانی، تخصص‌گرایی در یک اقتصاد را افزایش می‌دهد. افزایش تخصص، به معنی تنوع تولیدی کمتر بوده، که این امر به نوبه خود اقتصاد را بیشتر در معرض خطرات ناشی از بی‌ثباتی در عرصه اقتصاد جهانی قرار می‌دهد. برای مقابله با چنین خطراتی، دولت‌های اقتصادهای بازتر، مخارج عمومی را برای کاهش ریسک چنین خطراتی افزایش می‌دهند (Rodrik, 1998); (Katzenstein, 1985).

آلسینا و واسزیارگ<sup>۲</sup> (۱۹۹۸) برای تبیین ارتباط مثبت بین آزادی تجاری و اندازه دولت بیان می‌کنند که آزادی بیشتر به معنی کوچک بودن اندازه کشور و کوچک بودن کشور به معنی مخارج دولتی بیشتر است. بنابراین کشورهایی که آزادی تجاری بیشتری دارند، مخارج دولتی بالاتری را تجربه می‌کنند.<sup>۳</sup> تانزی<sup>۴</sup> (۲۰۰۴) بیان می‌کند در اقتصادهای بازتر، دولت‌ها به دلیل مواجه شدن با وظایف جدیدی از قبیل: ۱- ورود به فعالیت‌های جدید به منظور ایجاد و تسهیل در کسب و کار جدید؛ ۲- آموزش به داوطلبان جدید و فرصت آموزش دوباره برای کارکنانی که شغل خود را در اقتصادهای رقابتی‌تر از دست داده‌اند؛ ۳- ایجاد یک زیربنای نهادی مناسب و معقول و ترک کردن راه‌های سنتی و قدیمی به منظور حمایت از نیروی کار، به مخارج بیشتری نیاز خواهند داشت. به عبارتی دیگر، زمانی که بازار داخلی سریعاً باز می‌شود دولت به کسانی که به دلیل حضور شرکت‌های خارجی، شغل و یا سرمایه‌شان را از دست داده‌اند، کمک می‌کند. به این دلیل مخارج عمومی به احتمال زیاد افزایش می‌یابد (صادقی و همکاران، ۱۳۹۰: ۲۱۹).

---

1. Compensation Hypothesis

2. Alesina & Wacziarg

۳. به لحاظ نظری می‌توان گفت فرضیه جبران با دیدگاه نئولیبرالیسم درباره فرآیند جهانی شدن هم‌پوشانی مفهومی دارند. نگرش نئولیبرالیسم معتقد است که در عصر جهانی شدن، وظایف و قدرت دولت بیش از هر زمان دیگر خواهد بود؛ زیرا فرآیند جهانی شدن به همراه خود اختلالات فراوانی را ایجاد می‌کند که لازم است دولت‌ها برای تصحیح آن اختلالات، با شدت بیشتری در اقتصاد حضور پیدا کنند (دادگر و نظری، ۱۳۸۶، ص ۶).

4. Tanzi

از سوی دیگر، مخالفان این دیدگاه استدلال می‌کنند؛ کشورهایی که اقتصادشان را به سوی تجارت آزاد سوق می‌دهند، به احتمال زیاد به دلیل علاقه شدید به بازار آزاد، دولت‌های کوچک‌تر را ترجیح می‌دهند. بنابراین کشورهای آزادتر به منظور حفظ رقابت قیمتی و جذابیت برای سرمایه‌گذاران خارجی و یا حداقل به منظور جلوگیری از جابجایی شرکت‌های داخلی، به سمت سیاست‌های عدم مداخله و مالیات محدود سوق پیدا می‌کنند (Alesina & Perotti, 1997). این گروه استدلال می‌کنند که بخش عمومی بزرگ‌تر به دلیل کاهش قدرت رقابت بین‌المللی، موجب کاهش صادرات و اشتغال می‌شود. بنابراین، ادغام بازارهای بین‌المللی با کاهش اثرگذاری سیاست‌های داخلی و کاهش فشار وارده بر رقابت، منجر به کاهش فعالیت‌های دولت می‌شود (Persson & Tabellini, 1992); (Wilson, 1987); (Gordon, 1983). می‌توان این دیدگاه را از منظر تئوری رقابت مالیاتی<sup>۱</sup> نیز مورد بحث قرار داد. طبق تئوری رقابت مالیاتی ادغام اقتصادی بیشتر، منجر به کاهش نرخ مالیات شده که این به نوبه خود احتمالاً منجر به دولت کوچک‌تر و کاهش اندازه دولت رفاه خواهد شد. این تئوری در ادبیات نظری به عنوان «فرضیه کارایی»<sup>۲</sup> شناخته شده است (Schulze & Ursprung, 1999). بر اساس این دیدگاه آزادی تجاری رقابت را بین دولت‌های ملی افزایش می‌دهد. در این فرآیند دولت‌های ملی به طور استراتژیک با دیگر دولت‌ها برای جذب سرمایه‌گذاران، بنگاه‌ها و نیروی کار ماهر رقابت می‌کنند. که این امر به نوبه خود استقلال مالی یعنی هزینه‌های دولت، ترکیب مخارج و سیاست‌های مالیاتی را محدود می‌کند (Meinhard & Potrafke, 2011).

مناقشات نظری موجود در زمینه اثرگذاری آزادی تجاری بر اندازه دولت به نوعی در ادبیات تجربی نیز مشاهده می‌شود. ردریک<sup>۳</sup> (۱۹۹۸) با انجام یک تحقیق تجربی دقیق رابطه بین باز بودن تجاری و اندازه دولت را مورد بررسی قرار داد. نتایج این مطالعه بیانگر وجود رابطه مثبت و معنی‌دار میان باز بودن تجاری و اندازه دولت می‌باشد. در ضمن یک رابطه علی یک‌سویه از باز بودن تجاری به اندازه دولت مشاهده گردید. بر این اساس، او ضمن تأیید فرضیه جبران بیان می‌کند که با افزایش حجم تجارت میزان وابستگی داخلی اقتصاد افزایش یافته که این به نوبه خود نیازمند مشوق‌های دولتی برای ارائه بیمه اجتماعی در برابر رقابت‌های بین‌المللی می‌باشد. مطالعات تجربی دیگری که توسط گرت<sup>۴</sup> (۲۰۰۱)، باله و وایدیا<sup>۱</sup> (۲۰۰۲)، آدسرا و بوایکس<sup>۲</sup> (۲۰۰۲)، البرتس<sup>۳</sup>

---

1. Tax Competition Theory  
 2. Efficiency Hypothesis  
 3. Rodrik  
 4. Garrett

(۲۰۰۲)، برتسچگر و هتیچ<sup>۴</sup> (۲۰۰۲) و کوه و همکاران<sup>۵</sup> (۲۰۰۸) صورت پذیرفت، نتایج مشابه نتایج ردریک را گزارش کرده‌اند. در تحقیقی مشابه، اپیفانی و گانسیا<sup>۶</sup> (۲۰۰۸) بحث می‌کنند که جهانی‌سازی منجر به دولت‌های بزرگ‌تر می‌شود.

گروه دیگری از مطالعات وجود دارند که نتایجی برخلاف آنچه که مطالعات فوق گزارش کرده‌اند را مطرح می‌کنند. ایورسن و کاسک<sup>۷</sup> (۲۰۰۰) ضمن رد فرضیه جبران بیان می‌کنند که مخارج و مصارف دولت تحت تأثیر درجه آزادی تجاری قرار ندارند. ایسلام<sup>۸</sup> (۲۰۰۴) شواهدی دال بر اینکه آزادی تجاری بزرگ‌تر منجر به دولت بزرگ‌تر می‌شود، یافت ننموده است. نتیجه مطالعه مولانا و همکاران<sup>۹</sup> (۲۰۰۴) بیانگر این است که داده‌ها جهت علیت از آزادی تجاری به اندازه دولت را تأیید نمی‌کنند. گارن و تراسک<sup>۱۰</sup> (۲۰۰۵) نشان می‌دهند که اندازه کشور در میزان آزادی تجاری بسیار مؤثر بوده به نحوی که کشورهای کوچک‌تر آزادی تجاری بیشتری را تجربه می‌کنند. ابیزاده<sup>۱۱</sup> (۲۰۰۵) نشان داد که کشورهای باز کوچک‌تر، آزادی تجاری بیشتر و دولت کوچک‌تری دارند. لیبراتی<sup>۱۲</sup> (۲۰۰۷) و کلاوالو<sup>۱۳</sup> (۲۰۰۷) نیز فرضیه جبران ردریک را مورد آزمون قرار دادند. آن‌ها ضمن رد فرضیه جبران نتیجه می‌گیرند که اندازه دولت تحت تأثیر ریسک‌های خارجی بزرگ‌تر قرار نمی‌گیرد، علیت یک‌سویه از آزادی تجاری به اندازه دولت وجود ندارد و همچنین آزادی تجاری موجب نواسانات کمتر می‌شود. بنارچ و پاندی<sup>۱۴</sup> (۲۰۰۸) نیز به این نتیجه رسیدند که بین آزادی تجاری و اندازه دولت رابطه مثبتی وجود ندارد؛ همچنین نتایج آزمون علیت آن‌ها نشان داد که دولت بزرگ‌تر موجب آزادی تجاری کمتر می‌شود.

در کنار مطالعات فوق که سعی در بسط دو دیدگاه یاد شده داشتند، دیدگاه دیگری توسط ذکریا و شکور<sup>۱۵</sup> (۲۰۱۱) ارائه گردیده که بیش از پیش بر اهمیت مطالعه تجربی رابطه بین

- 
1. Balle and Vaidya
  2. Adsera and Boix
  3. Albertos
  4. Bretschger and Hettich
  5. Kueh and et al
  6. Epifani and Gancia
  7. Iversen and Cusack
  8. Islam
  9. Molana and et al
  10. Garen and Trask
  11. Abizadeh
  12. Liberati
  13. Clavallo
  14. Benarroch and Pandey
  15. Zakaria and Shakoore

آزادی تجاری و اندازه دولت با توجه به تناقضات نظری موجود، می‌افزاید. این فرضیه بیان می‌دارد که رابطه بین آزادی تجاری و اندازه دولت می‌تواند غیرخطی و نامتقارن باشد. بر این اساس، اثرگذاری آزادی تجاری بر اندازه دولت با در نظر گرفتن میزان آزادی تجاری حاکم بر اقتصاد، ممکن است همواره یکسان نبوده و دولت‌ها بسته به سطح آزادی تجاری‌شان ممکن است سیاست‌های متفاوتی را اتخاذ نمایند.

در ایران نیز تعدادی از مطالعات رابطه بین تجارت و اندازه دولت را مورد بررسی قرار دادند. دادگر و نظری (۱۳۸۷) با بررسی ارتباط میان جهانی شدن تجارت و اندازه دولت نشان دادند که جهانی شدن تجارت در ایران باعث رشد اندازه دولت گردیده و بیشترین توضیح دهنده‌ی رشد اندازه دولت را در اقتصاد ایران نشان می‌دهد. همچنین آن‌ها بیان می‌کنند که پیوستن به سازمان تجارت جهانی می‌تواند با ریسک‌های خارجی بیشتر همراه باشد و به دنبال آن هزینه‌ای تحمیل نماید که آثار سوئی بر شرایط اقتصادی اجتماعی داشته باشد.

فلاحتی و سپه‌بان قره‌بابا (۱۳۸۸) در مطالعه خود، چگونگی و میزان تأثیرات آزادسازی تجاری و مالی را بر رشد اندازه دولت، در بلندمدت و کوتاه‌مدت برای سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۶ تحلیل نمودند. نتایج حاصله گویای آن است که هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت، افزایش سرمایه‌گذاری خارجی، به عنوان یک تقریب برای آزادسازی مالی و آزادسازی تجاری اندازه دولت در ایران را کاهش می‌دهد. به علاوه اثرات بلندمدت افزایش حجم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر کاهش رشد اندازه دولت بیش از تأثیرات کوتاه‌مدت آن بر کاهش رشد اندازه دولت بوده است.

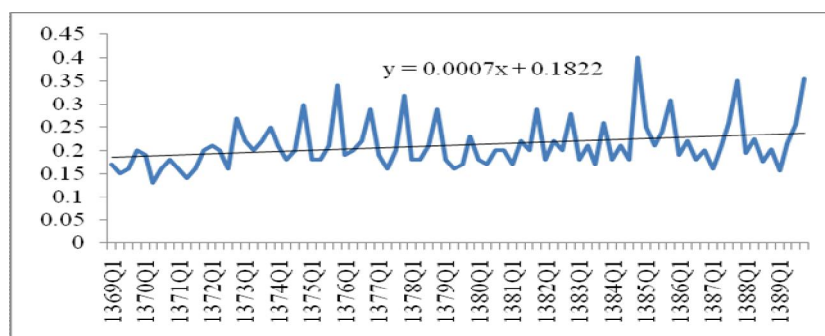
کریمی پتانلار و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی اثر جهانی شدن اقتصاد بر اندازه دولت ایران پرداختند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که جهانی شدن تجارت بر اندازه دولت تأثیر مثبت دارد. به عبارت دیگر، با گسترش جهانی شدن تجاری، بر حجم فعالیت‌های اقتصادی دولت افزوده می‌شود.

صادقی و همکاران (۱۳۹۱) آثار جهانی شدن اقتصاد بر اندازه دولت را در کشورهای منتخب آسیایی مورد مطالعه قرار داده و به این نتیجه دست یافتند که جهانی شدن اقتصاد نه تنها اندازه دولت را در کشورهای مورد مطالعه کاهش نداده بلکه اثر مثبت و معنی‌داری بر آن داشته است. به صورت خلاصه، ادبیات ضد و نقیض و لزوم بررسی ارتباط بین آزادی تجاری و اندازه دولت موجب شد ارتباط بین این دو متغیر در مطالعات تجربی متعددی مورد بررسی قرار گیرد. اما نکته حائز اهمیت این می‌باشد که این مطالعات تجربی گاه نتایجی کاملاً متناقض را گزارش کرده‌اند که به نظر می‌رسد نتایج این مطالعات تحت تأثیر دوره زمانی مورد مطالعه، کشور مورد

بررسی، تکنیک مورد استفاده و ... قرار گرفته است. بنابراین بررسی ارتباط این دو متغیر در هر کشوری نیازمند مطالعات تجربی دقیق و متعدد می‌باشد.

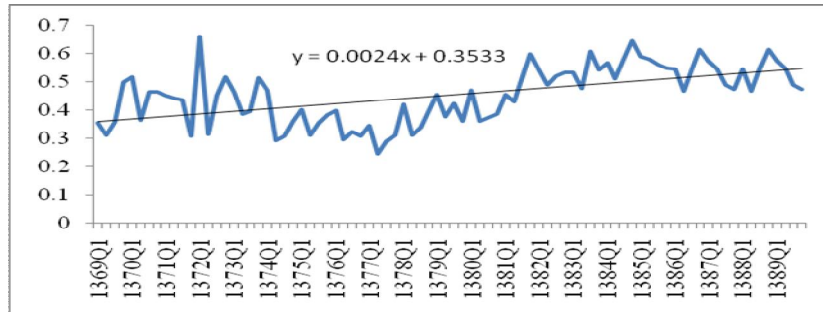
### ۳- باز بودن تجاری و اندازه دولت در اقتصاد ایران

به منظور ایجاد یک ذهنیت کلی درباره متغیرهای اصلی تحقیق یعنی آزادی تجاری و اندازه دولت در این قسمت به بررسی نموداری و آمار توصیفی این متغیرها می‌پردازیم. لازم به ذکر است در این مطالعه منظور از آزادی تجاری حجم صادرات و واردات کشور به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی و منظور از اندازه دولت مجموع مخارج جاری و عمرانی دولت به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی می‌باشد. نمودار (۱) مربوط به روند اندازه دولت طی دوره ۱۳۶۹-۱۳۸۹ می‌باشد. همان‌طور که از نمودار نیز مشخص است اندازه دولت طی دوره مذکور با شیب بسیار ملایم ۰/۰۰۰۷٪ افزایش یافته است. در ضمن میانگین اندازه دولت طی دوره مذکور ۰/۲۱ با انحراف معیار ۰/۰۵ بوده است.



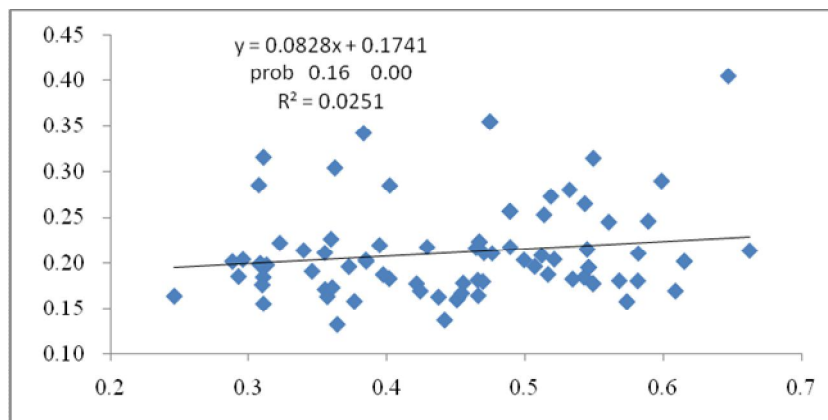
نمودار (۱) - روند اندازه دولت در ایران طی دوره ۱۳۶۹-۱۳۸۹

نمودار شماره (۲) مربوط به روند آزادی تجاری طی دوره ۱۳۶۹-۱۳۸۹ می‌باشد. با توجه به نمودار طی دوره مورد مطالعه آزادی تجاری با شیب تقریبی ۰/۰۰۲٪ افزایش یافته و همواره اقتصاد به نسبت فضای بازتری را تجربه کرده است. به نظر می‌رسد این روند صعودی تا حدودی نتیجه تحول سیاست‌های تجاری در کشور و اجرای سیاست‌های آزادسازی تجاری در دهه ۷۰ بوده است. در ضمن به طور متوسط سهم تجارت از تولید ناخالص داخلی طی دوره مذکور ۰/۴۵ با یک انحراف معیار ۰/۱۰ بوده است.



نمودار (۲) - روند آزادی تجاری در ایران طی دوره ۱۳۶۹-۱۳۸۹

یکی از روش‌های بسیار ساده و ابتدایی برای بررسی روابط بین متغیرهای کلان ترسیم نمودار پراکنش و ملاحظه رابطه خطی ساده رگرسیونی بین دو متغیر است. بر این اساس در این قسمت رابطه بین اندازه دولت و آزادی تجاری با استفاده از نمودار پراکنش و روش حداقل مربعات معمولی (OLS) مورد بررسی قرار گرفته است. با توجه به نمودار ۳ و معادله برآورد شده می‌توان گفت اگر چه آزادی تجاری طی دوره مورد مطالعه اثر مثبتی بر اندازه دولت داشته است، اما این اثر به لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است.



نمودار (۳) - رابطه بین اندازه دولت و آزادی تجاری طی دوره ۱۳۶۹-۱۳۸۹

#### ۴- معرفی الگو و روش‌شناسی تحقیق

بر اساس تئوری‌های اقتصادی، برخی از متغیرهای سری زمانی دارای رفتار غیرخطی بوده و رفتار آن‌ها در طی زمان ثابت نمی‌باشد، بنابراین برای مطالعه این‌گونه متغیرها بایستی از روش‌های غیرخطی بهره گرفت. یک نمونه از مدل‌های غیرخطی که در ادبیات سری زمانی مورد استفاده قرار

گرفته است، مدل رگرسیونی انتقال ملایم (STR)<sup>۱</sup> می‌باشد. بر اساس این مدل‌ها، لزوماً همه فرآیندها فرآیندها دارای تغییرات شدید حول نقطه آستانه نبوده و تغییرات در پارامترها می‌تواند به آرامی نیز صورت گیرد. در این مدل‌ها انتقالات بین رژیم‌های مختلف توسط تابع لاجستیک<sup>۲</sup> یا تابع‌نمایی<sup>۳</sup> تبیین می‌گردد. بر این اساس و به پیروی از تراسورتا<sup>۴</sup> (۲۰۰۴) و ذکریا و شکور (۲۰۱۱) الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR) زیر را برای بررسی اثرگذاری غیرخطی آزادی تجاری بر اندازه لحاظ نموده‌ایم:

$$GS_t = \phi' \omega_t + (\theta' \omega_t) \cdot G(\gamma, c, s_t) + u_t \quad (1)$$

که در آن GS اندازه دولت،  $\omega_t$  برداری از متغیرهای OPENNESS (آزادی تجاری)، INC (درآمدهای دولت به صورت درصدی از GDP)، INV (تشکیل سرمایه به صورت درصدی از GDP) و مقادیر وقفه‌دار آن‌ها به انضمام مقادیر وقفه‌دار GS می‌باشد.  $\phi' = (\phi_0, \phi_1, \dots, \phi_p)$  بردار ضرایب قسمت خطی و  $\theta' = (\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_p)$  بردار ضرایب قسمت غیرخطی می‌باشد.  $u_t$  جزء اخلاص این معادله می‌باشد که فرض می‌شود شرط  $u_t \approx iid(0, \sigma^2)$  را تأمین می‌کند. در این تابع، s نشان‌گر متغیر انتقال،  $\gamma$  پارامتر سرعت انتقال و c نشان‌دهنده حد آستانه یا محل وقوع تغییر رژیم می‌باشد. در مدل STR بحث شده توسط ون دیک و همکاران<sup>۵</sup> (۲۰۰۰) و لین و تراسورتا (۱۹۹۴) متغیر انتقال S می‌تواند وقفه‌های متغیر درونزا و برونزا، روند زمانی خود متغیر برونزا و یا تابعی از متغیرهای درونزا و برونزا باشد.

ضمناً تابع G که یک تابع لاجستیک، پیوسته و کراندار بین صفر و یک می‌باشد؛ به فرم زیر است که انتقال ملایم بین رژیم‌ها را نشان می‌دهد:

$$G(\gamma, c, s_t) = \left( 1 + \exp \left\{ -\gamma \prod_{k=1}^K (s_t - c_k) \right\} \right)^{-1}, \quad \gamma > 0 \quad (2)$$

پارامتر K تعداد دفعات تغییر رژیم را نشان می‌دهد.

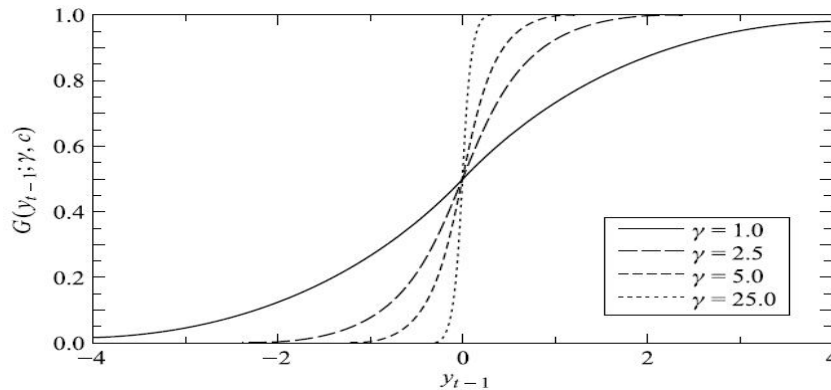
به منظور بررسی ویژگی‌های مدل STR با تابع انتقال لاجستیک بر اساس ون دیک (۱۹۹۹)، فرض می‌کنیم متغیر وابسته y تنها تابعی از مقادیر وقفه‌دار خودش باشد. در این صورت با فرض یک تابع انتقال دو رژیمی داریم:

- 
1. Smooth Transition Regression
  2. Logestic function
  3. Exponential function
  4. Terasvirta
  5. Van Dijk and et al

$$y_t = (\theta_0 + \theta_1 y_{t-1} + \dots + \theta_p y_{t-p}) + (\phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p}) G(\gamma, c, s_t) + u_t \quad (3)$$

$$G(\gamma, c, s_t) = \frac{1}{1 + \exp\{-\gamma(s_t - c)\}} \quad (4)$$

نتایج این مدل یک مدل LSTR دو رژیم نامیده می‌شود که پارامتر مکان  $c$  نقطه‌ای از انتقال بین دو رژیم حدی  $G(\gamma, c, s_t) = 0$  و  $G(\gamma, c, s_t) = 1$  را نشان می‌دهد که  $G(\gamma, c, s_t) = 0.5$  می‌باشد.  $\gamma$  نشانگر سرعت انتقال بین رژیم‌ها بوده و مقادیر بیشتر  $\gamma$  بیانگر تغییر سریع‌تر رژیم می‌باشد. نمودار (۳) نمونه‌هایی از تابع انتقال لاجستیک دو رژیم با مقادیر مختلف  $\gamma$  را نشان می‌دهد. همان‌طور که از نمودار مشخص است با  $\gamma = 1$  انتقال بین دو رژیم به آرام و با افزایش مقادیر آن به  $2/5$ ،  $5$  و  $25$  سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم سریع‌تر می‌شود. هنگامی که  $\gamma \rightarrow \infty$  و  $s_t > c$  آن گاه  $G=1$  بوده و زمانی که  $s_t < c$  است  $G=0$  خواهد بود، بنابراین رابطه (۳) به یک مدل آستانه‌ای (TR) تبدیل می‌شود. هنگامی که  $\gamma \rightarrow 0$  رابطه (۳) به یک مدل رگرسیون خطی تبدیل می‌شود.



نمودار (۳) - تابع انتقال لاجستیک دو رژیم با مقادیر متفاوت  $\gamma$  و مقدار آستانه‌ای  $c = 0$  به صورت کلی برآورد مدل STR دارای سه مرحله اساسی است. گام اول تشخیص مدل می‌باشد؛ شروع این مرحله با تنظیم یک مدل خطی AR است که به عنوان نقطه شروع برای تحلیل مورد استفاده قرار می‌گیرد. مرحله دوم شامل آزمون وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها، انتخاب  $s_t$  و تصمیم‌گیری در مورد تعداد دفعات تغییر رژیم می‌باشد. در این مرحله به منظور بررسی وجود رابطه غیرخطی از نوع LSTR، تشخیص متغیر انتقال و تعیین تعداد رژیم‌ها،

رگرسیون تقریبی زیر به کار برده می‌شود:

$$GS_t = \beta_0' \omega_t + \sum_{j=1}^3 \beta_j' \tilde{\omega}_t s_t^j \quad (5)$$

که در آن  $\omega_t = (1, \tilde{\omega}_t)'$  می‌باشد. اگر  $s_t$  قسمتی از  $\omega_t$  نباشد، خواهیم داشت:

$$GS_t = \beta_0' \omega_t + \sum_{j=1}^3 \beta_j' \omega_t s_t^j \quad (6)$$

فرضیه صفر خطی بودن مدل به صورت  $H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$  می‌باشد که آماره آزمون مورد استفاده برای آزمون فرضیه نیز آماره آزمون F می‌باشد. بعد از آنکه فرضیه خطی بودن رابطه بین متغیرها رد شد، باید برای تشخیص نوع مدل غیرخطی سلسله آزمون‌های زیر بر روی مدل کمکی ۳ انجام گیرد:

$$\begin{aligned} [1] H_{04} : \beta_3 &= 0 \\ [2] H_{03} : \beta_2 &= 0 | \beta_3 = 0 \\ [3] H_{02} : \beta_1 &= 0 | \beta_2 = \beta_3 = 0 \end{aligned} \quad (7)$$

آماره آزمون‌های مربوط به فرضیه‌های صفر فوق را به ترتیب با  $F_2$  و  $F_3$  و  $F_4$  نشان می‌دهیم. در صورت رد فرضیه  $H_{03}$ ، مدل LSTR2 (مدل LSTR با دو بار تغییر رژیم) یا ESTR (مدل انتقال رژیم نمایی) تأیید می‌شود که با آزمودن فرضیه صفر  $c_1 = c_2$  می‌توان یکی از این دو را انتخاب نمود. در صورت رد فرضیه‌های  $H_{02}$  و  $H_{04}$  مدل LSTR1 (مدل LSTR با یک بار تغییر رژیم) انتخاب می‌شود.

گام دوم در تخمین مدل STR، تخمین مدل بوده که این مرحله شامل یافتن مقادیر مناسب اولیه برای تخمین غیرخطی و تخمین مدل با استفاده از الگوریتم نیوتن - رافسون<sup>۱</sup> و روش حداکثر درست‌نمایی می‌باشد.

مرحله آخر برآورد مدل STR، ارزیابی مدل می‌باشد. این مرحله معمولاً شامل تحلیل‌های گرافیکی همراه با آزمون‌های مختلفی نظیر عدم وجود خطاهای خودهمبستگی، ثابت بودن پارامترها بین رژیم‌های مختلف، عدم وجود رابطه غیرخطی باقیمانده در پسماندها می‌باشد.

لازم به ذکر است که اطلاعات مورد نیاز تحقیق برای دوره زمانی ۱۳۶۹:۱-۱۳۸۹:۴

از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گردآوری شده است.

## ۵- برآورد الگو و تفسیر نتایج

اولین گام در برآورد یک مدل STR تعیین وقفه‌های متغیرهای مورد استفاده در مدل می‌باشد. این کار با استفاده از معیارهای آکائیک<sup>۱</sup>، شوارتز<sup>۲</sup> و حنان کوئین<sup>۳</sup> انجام می‌گیرد. با توجه به تعداد مشاهدات، معیار شوارتز به عنوان ملاک برای تعیین وقفه در نظر گرفته شده است؛ که بر اساس این معیار وقفه بهینه برای تمامی متغیرها<sup>۲</sup> تعیین می‌گردد. در گام بعدی، باید وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها مورد آزمون قرار گرفته و در صورت تأیید وجود رابطه غیرخطی، باید از بین متغیرهای مورد استفاده در مدل، متغیر انتقال مناسب و تعداد رژیم‌های مدل غیرخطی بر اساس آماره آزمون‌های  $F$ ،  $F_2$ ،  $F_3$  و  $F_4$  تعیین گردد. نتایج برآورد این مرحله از تحقیق در قالب جدول ۱ ارائه شده است. با توجه به ارزش احتمال آماره آزمون  $F$  گزارش شده در جدول ۱، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر خطی بودن مدل تنها برای وقفه دوم آزادی تجاری (OPENNESS) و مقدار جاری و وقفه اول سهم سرمایه‌گذاری از تولید ناخالص داخلی (INV) رد می‌شود و فرض وجود رابطه غیرخطی برای این متغیرها پذیرفته می‌شود. گام بعدی انتخاب متغیر انتقال مناسب از بین متغیرهای انتقال ممکن برای مدل غیرخطی می‌باشد. برای انتخاب متغیر انتقال می‌توان هر متغیر بالقوه‌ای را لحاظ نمود اما اولویت با متغیر انتقالی است که فرضیه صفر آزمون  $F$  آن به طور قوی‌تری رد شود. بر این اساس مناسب‌ترین متغیر انتقال با توجه به جدول ۱ وقفه دوم آزادی تجاری (OPENNESS(t-2)) تعیین می‌شود. انتخاب الگوی مناسب برای متغیر انتقال با توجه به آماره آزمون‌های  $F_2$ ،  $F_3$  و  $F_4$  گام بعدی در تخمین یک مدل STR می‌باشد. با توجه به نتایج گزارش شده در جدول ۱ الگوی پیشنهادی مناسب برای متغیر انتقال OPENNESS(t-2) مدل LSTR1 یعنی مدل لاجستیک با یک نقطه آستانه‌ای انتخاب می‌گردد.

---

1. Akaike info criterion  
 2. Schwarz criterion  
 3. Hannan-Quinn criterion

جدول (۱): نوع مدل و متغیر انتقال

مدل	ارزش احتمال	ارزش احتمال	ارزش احتمال	ارزش احتمال	متغیر انتقال
پیشنهادی	آماره F2	آماره F3	آماره F4	آماره F	
Linear	0.06	0.78	0.18	0.16	GS(t-1)
Linear	0.66	0.16	0.08	0.10	GS(t-2)
Linear	0.27	0.65	0.78	0.71	OPENNESS(t)
Linear	0.13	0.07	0.52	0.10	OPENNESS(t-1)
LSTR1*	0.04	0.09	0.09	0.01	OPENNESS(t-2)
Linear	0.14	0.08	0.27	0.06	INC(t)
Linear	0.02	0.34	0.63	0.15	INC(t-1)
Linear	0.28	0.87	0.90	0.88	INC(t-2)
LSTR2	0.02	0.00	0.23	0.04	INV(t)
LSTR1	0.02	0.71	0.05	0.03	INV(t-1)
Linear	0.26	0.13	0.82	0.36	INV(t-2)

منبع: محاسبات تحقیق

مرحله دوم در مدل سازی یک مدل STR، مرحله تخمین می باشد. با توجه به ماهیت غیرخطی این مدل ها، این مرحله با یافتن مقادیر مناسب اولیه برای تخمین مدل شروع می شود. که با استفاده از این مقادیر اولیه، الگوریتم نیوتن - رافسن<sup>۱</sup> و حداکثرسازی تابع ML پارامترها برآورد می شوند که نتایج در قالب جدول ۲ گزارش شده اند.<sup>۲</sup>

مقادیر نهایی تخمین زده شده برای پارامتر یکنواختی ( $\gamma$ ) ۴/۹۰ و برای مقدار آستانه آزادی تجاری (c) برابر با ۳۷/۳۲ درصد از GDP می باشد. بنابراین تابع انتقال به صورت زیر خواهد بود:

$$G(4.90, 37.32, OPENNESS_{t-2}) = (1 + \exp\{-4.90(OPENNESS_{t-2} - 37.32)\})^{-1} \quad (A)$$

جدول (۲): نتایج تخمین مدل

p-value	t-stat	estimate	
<b>linear part</b>			
0.00	5.39	0.55	CONST

## 1. Newton-Rafson

۲. لازم به ذکر است که مقدار جاری آزادی تجاری از هر دو بخش خطی و غیرخطی، مقدار جاری سهم سرمایه گذاری از GDP از بخش خطی و مقدار جاری و وقفه اول سهم درآمد دولت از GDP و وقفه اول سهم سرمایه گذاری از GDP از بخش غیرخطی مدل برآورد شده به دلیل اینکه به لحاظ آماری حتی در سطوح بالا هم معنی دار نبودند، حذف شده اند.

0.01	-2.73	-0.44	GS(t-1)
0.00	-3.59	-0.94	GS(t-2)
0.00	8.06	0.64	INC(t)
0.03	2.16	0.22	INC(t-1)
0.01	2.52	0.66	INC(t-2)
0.06	-1.88	-0.21	INV(t-1)
0.00	2.89	0.67	INV(t-2)
0.08	-1.86	-0.13	OPENNESS(t-1)
0.00	-4.41	-1.34	OPENNESS(t-2)
<b>nonlinear part</b>			
0.00	-6.00	-0.70	CONST
0.00	3.64	0.58	GS(t-1)
0.00	4.69	1.36	GS(t-2)
0.01	-2.54	-0.78	INC(t-2)
0.00	9.67	0.97	INV(t)
0.00	-3.97	-1.03	INV(t-2)
0.03	2.27	0.21	OPENNESS(t-1)
0.00	4.31	1.27	OPENNESS(t-2)
R2:0.82		AIC:-7.16	SC:-6.57
HQ:-6.92			

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نکات اشاره شده در بخش روش‌شناسی تحقیق، در رژیم اول  $G=0$  و در رژیم

دوم  $G=1$  می‌باشد. بنابراین برای رژیم اول داریم:

$$\begin{aligned}
 GS_t = & +0.55 - 0.44GS_{t-1} - 0.94GS_{t-2} + 0.64INC_t \\
 & + 0.22INC_{t-1} + 0.66INC_{t-2} - 0.21INV_{t-1} + 0.67INV_{t-2} \\
 & - 0.13OPENNESS_{t-1} - 1.34OPENNESS_{t-2}
 \end{aligned} \quad (9)$$

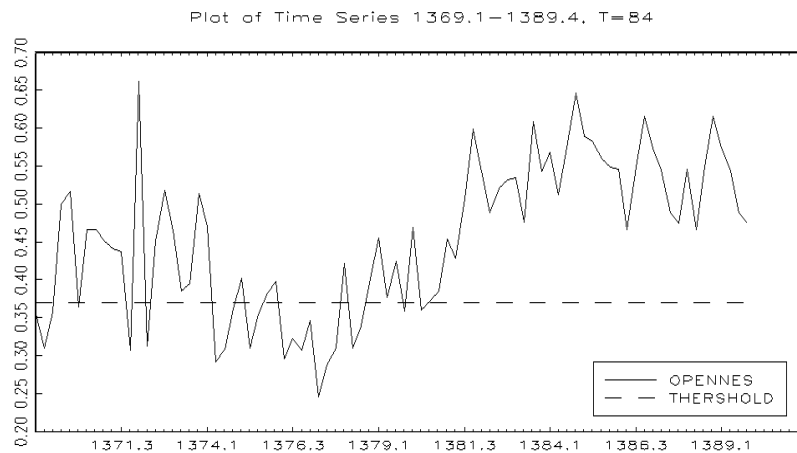
و برای رژیم دوم خواهیم داشت:

$$\begin{aligned}
 GS_t = & -0.15 + 0.14GS_{t-1} + 0.42GS_{t-2} + 0.64INC_t \\
 & + 0.22INC_{t-1} - 0.12INC_{t-2} + 0.97INV_t - 0.21INV_{t-1} \\
 & - 0.36INV_{t-2} + 0.08OPENNESS_{t-1} - 0.07OPENNESS_{t-2}
 \end{aligned} \quad (10)$$

نمودار (۳) دوره‌های مربوط به رژیم اول و دوم را با توجه به مقدار آستانه‌ای ۳۷/۳۲ برای

آزادی تجاری نشان می‌دهد. با توجه به نمودار تقریباً فصول بعد از سال ۸۱ تمامی در رژیم دوم

واقع شده‌اند.



### نمودار (۳) - روند آزادی تجاری و مقدار آستانه‌های آن طی دوره ۱۳۶۹-۱۳۸۹

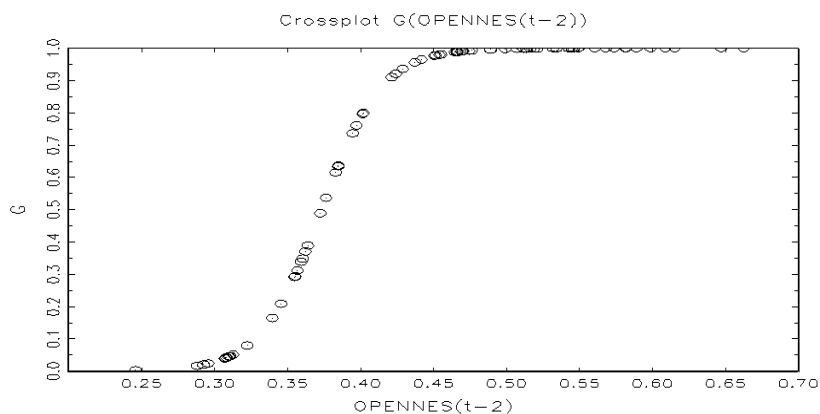
بر اساس رگرسیون غیرخطی برآورد شده و با توجه به اینکه مجموع ضرایب آزادی تجاری در رژیم اول (هنگامی که حجم تجارت کمتر از ۳۷/۳۲ درصد GDP است) برابر با ۰/۵۴- و در رژیم دوم (هنگامی که حجم تجارت بیشتر از ۳۷/۳۲ درصد GDP است) معادل ۰/۱۲ می‌باشد؛ می‌توان چنین استنباط کرد که آزادی تجاری به صورت غیرخطی و نامتقارن بر اندازه دولت طی دوره مورد مطالعه اثر گذاشته است. به نحوی که در رژیم اول آزادی تجاری اثر منفی و در رژیم دوم اثر مثبتی بر اندازه دولت دارد. به عبارت دیگر، همگام با فرضیه کارایی، کشورهایی که اقتصادشان را به سوی تجارت آزاد سوق می‌دهند، به دلیل علاقه شدید به بازار آزاد، دولت کوچک‌تر را با هدف حفظ رقابت قیمتی و جذابیت برای سرمایه‌گذاران خارجی و یا حداقل به منظور جلوگیری از جابجایی شرکت‌های داخلی ترجیح می‌دهند. اما به تدریج و با افزایش قابل ملاحظه حجم تجارت و مطابق با فرضیه جبران، اندازه دولت با هدف کاهش خطرات خارجی و ایجاد ثبات اقتصادی افزایش می‌یابد. رودریک (۱۹۹۸) استدلال می‌کند که دولت‌ها و بازارها با یکدیگر در اقتصادهای باز تا درجه‌ای مکمل هم بوده‌اند. رودریک در توضیح این امر که چرا در اقتصادهای بازتر، حجم دولت و مخارج آن افزایش یافته است<sup>۱</sup>، این فرضیه را بیان می‌کند که «مخارج دولتی در اقتصادهایی که در

۱. وی با ارائه شواهد آماری نشان داد که اقتصادهای بسیار باز اروپای شمالی و مرکزی بالاترین سهم در مخارج دولتی را در GDP دارا می‌باشند. او در مقاله خود عنوان کرد که این امر مربوط به کشورهای خاص (کوچک اروپایی) نیست و موردی استثنایی نمی‌باشد و فرآیندی است که در همه کشورها با درآمد بالاتر و پایین‌تر مشاهده گردیده است.

معرض ریسک بیرونی زیادی واقع شده‌اند، نقش کاهنده ریسک و خطر را بازی می‌کند. وی الزام دولت به ارائه بیمه اجتماعی را مهم‌ترین عامل در افزایش این مخارج می‌داند و می‌گوید دولت‌ها با این عمل، سهمی را در تعدیل و کاهش خطرات ناشی از مواجه شدن با تجارت جهانی به عهده می‌گیرند و مخارج بالای آن‌ها در واقع، تاوان گسترش تجارت است. از دیگر دلایل این اثرگذاری مثبت در رژیم دوم می‌تواند ارائه کالاهای غیرقابل مبادله و زیربنایی توسط دولت باشد. در ابتدا همگام با افزایش آزادی تجاری و گسترش فعالیت‌های بخش خصوصی؛ استفاده از زیرساخت‌های عمومی افزایش می‌یابد و به تدریج با افزایش سهم بخش خصوصی، نیاز به ایجاد زیرساخت‌های جدید که همگام با پیشرفت‌های تکنولوژیک باشد، افزایش می‌یابد. بنابراین افزایش آزادی تجاری بعد یک آستانه خاص، دولت را مجاب خواهد کرد مخارج خود را با هدف ایجاد زیرساخت‌های لازم افزایش دهد.

بر اساس رگرسیون برآورد شده، مجموع ضرایب سهم درآمدهای دولت از GDP (INC) در رژیم اول و دوم به ترتیب برابر با  $1/6$  و  $0/96$  می‌باشد؛ می‌توان همگام با ادبیات نظری موجود چنین استنباط کرد افزایش سهم درآمدهای دولت از تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و معنی‌دار بر اندازه دولت دارد. همچنین مجموع ضرایب سهم سرمایه‌گذاری از GDP در رژیم اول و دوم به ترتیب برابر با  $0/78$  و  $0/07$  می‌باشد. بر این اساس چنین استدلال می‌شود که افزایش سرمایه‌گذاری اثر مثبت و معنی‌داری بر اندازه دولت طی دوره مورد بررسی داشته است.

مرحله سوم و به عبارتی مرحله بعد از تخمین مدل، مرحله ارزیابی مدل می‌باشد. این قسمت را با تحلیل گرافیکی آغاز می‌کنیم. با توجه به تابع لاجستیک مربوط به تغییر رژیم در نمودار ۴ می‌توان لحظه تغییر رژیم را برای الگوی برآورد شده ملاحظه نمود. در سطح آزادی تجاری  $37/32$  مقدار تابع انتقال برابر  $G(\gamma, c, s_t) = 0.5$  بوده و با توجه به اینکه پارامتر یکنواختی ( $\gamma$ )  $4/90$  برآورد شده است انتقال بین دو رژیم حدی  $G(\gamma, c, s_t) = 0$  و  $G(\gamma, c, s_t) = 1$  به آرامی صورت پذیرفته است. بنابراین همگام با فرض اساسی مدل رگرسیون انتقال ملایم می‌توان گفت فرآیند تغییر رژیم در اثرگذاری غیرخطی آزادی تجاری بر اندازه دولت دارای تغییرات شدید حول نقطه آستانه نبوده و تغییرات در پارامترها به آرامی صورت گرفته است.



نمودار (۴) - نمودار تابع لاجستیک مربوط به تغییر رژیم

در مرحله ارزیابی علاوه بر تحلیل گرافیکی به بررسی خطاهای احتمالی در مرحله تخمین نیز پرداخته می‌شود. اولین آزمون مورد بررسی آزمون عدم وجود خطای خود همبستگی می‌باشد. با توجه به فصلی بودن دوره مورد مطالعه این آزمون با لحاظ هشت وقفه انجام گرفته است که ارزش احتمال آماره آزمون F برای وقفه‌های یک تا هشت به ترتیب برابر با ۰/۹۸، ۰/۸۹، ۰/۹۵، ۰/۹۳، ۰/۸۹، ۰/۹۰، ۰/۹۶ و ۰/۹۸ برآورد شده است که بر اساس آن فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود خطای خود همبستگی در سطح اعتماد مناسبی برای تمامی وقفه‌ها رد نمی‌شود.

دومین آزمون مورد بررسی، آزمون باقی نماندن رابطه غیرخطی در پسماندهای مدل می‌باشد. با توجه به ارزش احتمال آماره آزمون F برآورده شده (۰/۱۰)، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه غیرخطی اضافی در سطح اعتماد مناسبی رد نمی‌شود. لذا مدل به طور کلی توانسته رابطه غیرخطی بین متغیرها را تصریح کند.

آزمون مورد بررسی دیگر مربوط به ثابت بودن پارامترها در رژیم‌های مختلف است. ارزش احتمال آماره F این آزمون برای تابع انتقال  $H_1$  ۰/۰۴ برآورد شده که بر اساس آن فرضیه صفر این آزمون مبنی بر یکسان بودن ضرایب در قسمت خطی و غیرخطی در سطح احتمال ۹۵ درصد رد می‌شود.

علاوه بر این آزمون‌های اصلی در مدل STR می‌توان آزمون‌های ARCH-LM و آزمون Jarque-Bera را نیز به ترتیب برای بررسی خطاهای وجود ناهمسانی واریانس‌ها و نرمال نبودن باقیمانده‌ها به کار برد. بر اساس آزمون ARCH-LM، ارزش احتمال آماره‌های F و  $\chi^2$  به ترتیب ۰/۵۹ و ۰/۵۲ برآورد شده است. بر اساس ارزش احتمال هر دو این آماره‌ها فرضیه صفر این

آزمون مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس مشروط به خود رگرسیون (ARCH) در سطح اعتماد مناسبی رد نمی‌شود. در ضمن ارزش احتمال آماره<sup>۲</sup> Jarque-Bera، ۰/۸۱ برآورد شده است که بر اساس آن فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن پسماندها در سطح اعتماد مناسبی رد نمی‌شود.

به طور خلاصه، مطابق آزمون‌های ارزیابی مدل، مدل غیرخطی تخمین زده شده از نظر کیفی قابل قبول ارزیابی می‌شود.

### نتیجه‌گیری

نظریات و مطالعات تجربی که به تبیین اثرگذاری آزادی تجاری بر اندازه دولت پرداخته‌اند، دیدگاه‌ها و نظرات متفاوتی را درباره نحوه اثرگذاری آزادی تجاری بر اندازه دولت مطرح کرده‌اند. از این رو، شناخت چگونگی رابطه بین آزادی تجاری و اندازه دولت در هر اقتصادی مستلزم انجام مطالعات تجربی بوده که ایران نیز از این امر مستثنی نمی‌باشد. بر این اساس مطالعه حاضر با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) و داده‌های فصلی ۱۳۶۹-۱۳۸۹ به بررسی اثرگذاری غیرخطی آزادی تجاری بر اندازه دولت ایران پرداخته است. نتایج حاصله از این تحقیق نشان داد که آزادی تجاری در رژیم اول (هنگامی که حجم تجارت کمتر ۳۷/۳۲ درصد GDP است) اثر منفی و در رژیم دوم (هنگامی که حجم تجارت بیشتر از ۳۷/۳۲ درصد GDP است) اثر مثبت بر اندازه دولت داشته است. این اثرگذاری غیرخطی در قالب فرضیه کارایی و جبران قابل بحث می‌باشد. همگام با فرضیه کارایی، کشورهایی که اقتصادشان را به سوی تجارت آزاد سوق می‌دهند، به دلیل علاقه شدید به بازار آزاد، دولت کوچک‌تر را با هدف حفظ رقابت قیمتی و جذابیت برای سرمایه‌گذاران خارجی و یا حداقل به منظور جلوگیری از جابجایی شرکت‌های داخلی ترجیح می‌دهند. اما به تدریج و با افزایش قابل ملاحظه حجم تجارت و مطابق با فرضیه جبران، اندازه دولت با هدف کاهش خطرات خارجی و ایجاد ثبات اقتصادی افزایش می‌یابد. از دیگر دلایل این اثرگذاری مثبت در رژیم دوم می‌تواند ارائه کالاهای غیرقابل مبادله و زیربنایی توسط دولت باشد که دولت را مجاب خواهد کرد با افزایش آزادی تجاری بعد یک آستانه خاص مخارج خود را افزایش دهد. بنابراین؛ بر اساس نتایج این تحقیق توصیه می‌شود که همگام با سیاست آزادسازی تجارت، تدابیر لازم با هدف تقویت نقش مکملی دولت، کاهش خطرات خارجی و ایجاد ثبات اقتصادی اندیشیده شود.

## منابع

### الف - فارسی

۱. دادگر، یدالله؛ نظری، روح‌الله؛ «بررسی تأثیر جهانی شدن تجارت بر اندازه دولت در ایران»، فصلنامه پژوهش‌نامه بازرگانی، ۱۳۸۷، شماره ۱۲ (۴۸).
۲. صادقی، حسن؛ صامتی، مجید؛ سامتی، مرتضی؛ «تأثیر جهانی شدن اقتصاد بر اندازه دولت (مطالعه کشورهای منتخب آسیایی)»، فصلنامه علمی پژوهشی رشد و توسعه اقتصادی، ۱۳۹۱، شماره ۲ (۶).
۳. فلاحتی، علی؛ سپهیان قره‌بابا، اصغر؛ «اثرات آزادسازی‌های تجاری و مالی بر اندازه دولت (مطالعه موردی: ایران)»، مطالعات اقتصاد بین‌الملل، ۱۳۸۸، شماره ۲۰ (۳۵).
۴. کریمی پتانلار، سعید؛ قادری، سامان؛ سنگین آبادی، بهرام؛ (۱۳۸۹)، «اثر جهانی شدن تجاری و مالی بر اندازه دولت در ایران»، اقتصاد و تجارت نوین، ۱۳۸۹، شماره ۶ (۲۱-۲۲).

### ب - لاتین

5. Abizadeh, S; 2005, "An Analysis of Government Expenditure and Trade Liberalization", Applied Economics, 37(16), pp. 1881-1884.
6. Adsera A. and Boix, C; 2002, **Trade, Democracy, and the Size of the Public Sector: the Political Underpinnings of Openness**, International Organization, 56(2), pp. 229-262.
7. Albertos, J. F; 2002, **Explaining Economic Openness. The Political Sustainability of Internationalization in Latin America and Europe. In: Paper Presented at Advance Research Workshop**, Florence, 16-22 May, 2002.
8. Alesina A, Perotti R; 1997, "The Welfare State and Competitiveness", American Economic Review, 87, pp. 921-939.
9. Alesina A. and Wacziarg, R; 1998, Openness, Country Size and Government, J Public Economics, 69, pp. 305-321.
10. Balle F. and Vaidya A; 2002, "A Regional Analysis of Openness and Government Size", Applied Economics Letters, 9(5), pp. 289-292.
11. Benarroch M. and Pandey, M; 2008, "Trade Openness and Government Size", Economics Letters, 101, pp. 157-159.
12. Bretschger L. and Hettich F; 2002, "Globalization, Capital Mobility and Tax Competition: Theory and Evidence for OECD Countries", European Journal of Political Economy, 18, pp. 695-716.
13. Cameron, D; 1978, "The Expansion of the Public Economy: a Comparative Analysis", American Political Science Review, 72, pp.

- 1243-1261.
14. Clavallo, E; 2007, "**Openness to Trade and Output Volatility: a Reassessment**", IDB Research Department Working Paper 2007.
  15. Epifani P. and Gancia, G; 2008, "**Openness, Government Size and the Terms of Trade**", IERE working paper no. 2008(359), University of Zurich.
  16. Garen, J. and Trask, K; 2005, "**Do More Open Economies Have Bigger Governments? Another look**", Journal Development Economics, 77:533-551.
  17. Garrett, G; 2001, "**Globalization and Government Spending Around the World**", Studies in Comparative International Development, 35(4), pp. 3-29.
  18. Gordon. R. H; 1983, "**An Optimal Taxation Approach to Fiscal Federalism**", Q J Economics, 98, pp. 567-586
  19. Islam, M. Q; 2004, "**The Long Run Relationship between Openness and Government Size: evidence from bounds test**", Applied Economics, 36, pp. 995-1000.
  20. Iversen T. and Cusack T; 2000, "**The Causes of Welfare State Expansion: Deindustrialization or Globalization?**", World Politics, 52, pp. 313-349.
  21. Katzenstein, P; 1985, *Small States in World Markets: Industrial Policy in Europe*, Cornell University Press, Ithaca.
  22. Kueh J. S. H.; Puah C. H. and Wong C. M; 2008, "**Bounds Estimation for Trade Openness and Government Expenditure Nexus of ASEAN-4 Countries**", working paper No. 2008(12351), MPRA.
  23. Liberati, P; 2007, "**Trade Openness, Capital Openness and Government Size**", J Public Policy, 27, pp. 215-247.
  24. Lin, C-F.J. and Terasvirta, T; 1994, "**Testing the Constancy of Regression Parameters Against Continuous Structural Change**", Journal of Econometrics, 62, PP. 211-228.
  25. Meinhard, S. and Potrafke, N; 2011, "**The Globalization-Welfare State Nexus Reconsidered**", University of Konstanz, Department of Economics, Working Paper Series 2011-2027.
  26. Molana H.; Montagna C. and Violato, M; 2004, "**On the Causal Relationship between Trade Openness and Government Size: Evidence from 23 OECD Countries**", Discussion Paper no. 2004 (164), and University of Dundee.
  27. Persson T, Tabellini G; 1992, "**The Politics of 1992: Fiscal Policy and European Integration**", Review Economics Studies, 59, PP. 689-701.
  28. Rodrik, D; 1998, "**Why Do More Open Economies Have Bigger Governments?**", J Political Economics, 106(5), pp. 997-1032.

29. Schulze G. and Ursprung, H. W; 1999, "**Globalization of the Economy and the Nation State**", World Economics, 22, pp. 295-352.
30. Tanzi, V; 2004, "**Globalization and the Need for Fiscal Reform in Development Countries**", INTAL-ITD, Occasional paper-Siti-06.
31. Ter`asvirta, T; 2004, "**Smooth Transition Regression Modeling**", in H. L`utkepohl and M. Kratzig (eds); Applied Time Series Econometrics, Cambridge University Press, Cambridge, 17.
32. van Dijk, D; 1999, "**Smooth Transition Models: Extensions and Outlier Robust Inference**", PhD Thesis, Erasmus University Rotterdam, [publishing.eur.nl/ir/repub/asset/1856/fewdis20020501113139.pdf](http://publishing.eur.nl/ir/repub/asset/1856/fewdis20020501113139.pdf).
33. Van Dijk, D., Trasvirta, T. and Franses, P. H; 2000, "**Smooth Transition Autoregressive Models-a Survey of Recent Developments**", Econometric Reviews, 21, PP. 1-47.
34. Wilson, J. D; 1987, "**Trade, Capital Mobility and Tax Competition**", J Political Economics, 95, pp. 835-856.
35. Zakaria, M. and Shakoor, S; 2011, "**Relationship Between Government Size and Trade Openness: Evidence from Pakistan**", Transit Studies Review, 18, pp. 328-341.

***The Government Size and Trade Openness in Iran:  
Evidence from Smooth Transition Regression  
(STR) Model***

***Saeed Karimi Petanlar***<sup>1</sup>

***Jalal Montazeri Shoorekchali***<sup>2</sup>

***Ayoub Khazaei***<sup>3</sup>

Considering the importance of the relationship between government size and trade openness, this study has examined the nonlinearity effect of trade openness on the government size in Iran during the period 1991-2011. The results show that trade openness has an asymmetric effect on the government size in the form of a two regime model. Also, in the first regime (when trading volume is less than 39/53% of GDP), trade openness, consistent with the Efficiency Hypothesis, has negative effect on the government size. Whereas in the second regime (when trading volume is more than 39/53 of GDP), trade openness, consistent with the Compensation Hypothesis, has positive effect on the government size. Finally, the results show that the size of government increases by increasing the share of government revenues and investment in GDP.

***Keywords: Trade Openness, Government Size, Iran, Smooth Transition Regression (STR) Model.***

***JEL Calcification: C22, H50, F41.***

- 
1. Assistant Professor of Economics, University of Mazandaran,  
Email: s.karimi@umz.ac.ir
  2. Ph.D. Student of Economics, Payame Noor University (PNU),  
Email: jalalmontazeri@gmail.com
  3. Ph.D. Student in Economics, University of Mazandaran,  
Email: akhazaei65@gmail.com

## *The Effects of Economic Security on the Tourism Development in Iran*

*Behruz Sadeghi Amroabadi*<sup>1</sup>

*Ahmad Googerdchian*<sup>2</sup>

*Najafali Shahbazi*<sup>3</sup>

*Mohsen Seifi Kafshgari*<sup>4</sup>

Today's the fast growth of tourism as a profitable and clean industry for each country has changes in economic, social and environment. Iran with different potential such as geographic situation, culture and historical background can be among the countries with having profitable tourism industry, of course for using the available opportunities require extensive studies regarding this issue. Since, most important factors that affect the tourism industry are security and economic security, this study tries to evaluate the relation of these factors with tourism in Iran.

In this study, ARDL method was used during 1970 to 2010. Also, short and long-term relationship between country's tourism index (as a dependent variable) with macroeconomic variables (such as inflation, unemployment, trade and GDP), some indexes of economic security (such as exchange rate and production fluctuations) and money laundering (using GARCH) evaluated and analyzed.

The results show that the index of money laundering can be a negative factor for attracting tourists to the country and tourism development requires the fighting against money laundering as a security and development disturbing factor.

***Keywords: Economic Security, Money Laundering, Trade, GDP, Tourism, ARDL.***

***JEL Classification: F13, G28, M21.***

- 
1. Ph.D. Student in Economics, Isfahan University,  
Email: Sadeghi.behruz@Gmail.com
  2. Assistant Professor in Economics, Isfahan University,  
Email: Agoogerdchian@Yahoo.com
  3. Ph.D. Student, Emam Hosein University,  
Email: Najafalishahbazi@Gmail.com
  4. M.A. in Economics, Researcher,  
Email: Seifi.Mohsen@gmail.com

***Estimating the Economic Security Index by Fuzzy Logic  
Model: A Case Study of Iran***

***Hossein Sadeghi<sup>1</sup>***

***Amin Gallavani<sup>2</sup>***

***Azam khoshkhoo<sup>3</sup>***

The government, investors and analysts are interested with the topic of Economic security, because this is one of the most important and effective factors that influences on macroeconomic variables. Investors and planners would be able to adopt optimal decisions and policies by accessing the data of economic security procedure.

Accordingly, this study simulates and estimates the economic security index and it's volatility in Iran for the period of 1965 till 2007, by using Fuzzy logic method and MATLAB program.

This measure is important because it can help us to understand the effect of government policies on fluctuation of economic security. The result of paper illustrates that the economic security index was the maximum amount for 1976, and was the lowest amount for 1982. In the last ten years of the study period, the index has shown a growing trend.

***Keywords: Economic Security, Fuzzy Logic, Economic Growth, Private Investment.***

***JEL Classification: E27, E22.***

- 
1. Assistant Professor of Economics, Tarbiat Modarres University,  
Email: sadeghih@modares.ac.ir
  2. School of Economics, University of Tehran,  
Email: Gallavani@gmail.com
  3. School of Economics, Tarbiat Modares University,  
Email: akhoshkhoo@yahoo.com

## ***Ahlowalia – Asafo Model Testing to Identify the Factors Affecting Income Inequality in the Rural Sector of Iran***

***Ali Bagherzadeh<sup>1</sup>***

One of the goals of economic development in each country is to improve the incomes of rural households. In this regard, one of the key ways to achieve this goal is strengthening human capital factors such as health (Hygiene) and education. Health Promotion and the education of people in rural areas because of its effects on increasing productivity will increase the income of people in rural areas. And thus the states will access to its original ideals of equality and justice. According to a linear model of Ahlowalia – Asafo, the overall aim of this study was to investigate the effects of human capital and infrastructure costs over income inequality in rural areas of the Iran. For this purpose, we used the auto regressive distributed lag models (ARDL) and time series data for the years 1979- 2011. The results showed that the investments in the field of health, education and infrastructure costs have a significant impact on reducing income inequality in rural areas of Iran. In addition, the linear model of Ahlowalia – Asafo based on the relationship between total factor of productivity in agricultural sector and income inequality in rural areas is not voidable.

***Keywords: Linear Ahlowali - Asafo Model, Education, Health Care, Income Inequality, TFP.***

***JEL Classification: Q12, O15, O50.***

---

1. Assistant Professor in Economics, Islamic Azad University, Khoy Branch,  
Email: bagherzadeh\_eco58@yahoo.com

## ***Inflation, Inflation Uncertainty and the Relative Prices Dispersion in Iran***

***Bijan Safavi***<sup>1</sup>

***Mahsan Mohammad Alizadeh***<sup>2</sup>

The present paper examines the relationship between inflation and inflation uncertainty with relative price dispersion using monthly data over the period of 1991-2012. In this context, the GARCH technique for modeling and calculation of the inflation uncertainty is applied. The results show that the increase in inflation uncertainty increases the dispersion of relative prices. Also, regardless of the positive and negative unexpected inflation, the dispersion of relative prices significantly increases. But, the analysis of both positive and negative unexpected inflation and considering them as part of the equation shows that both are significant at a high level. The positive and the negative effects of unexpected inflation cannot be considered symmetrical. In response to positive unexpected inflation shocks firms change the prices, alternately. Hence, positive inflation unexpectedly increases the dispersion of relative prices. On the other hand, firms against the unexpected negative inflation do not change their prices. So, the negative unexpected inflation reduces the dispersion in relative prices. It also concluded that the inflation variable coefficients are statistically significant at a high level. This means that the positive unexpected inflation increases considerably the dispersion of relative prices.

***Keywords: Inflation, Inflation Mistrust, Relative Prices Scatter, GARCH, OLS.***

***JEL Classification: B22, E31, E60.***

---

1. Assistant Professor of Economics, Islamic Azad University,  
Email: bijan.safavi@gmail.com  
2. M.Sc. Student of Economics,  
Email: m.alizadeh1390@yahoo.com

***Calculating the Social Welfare Costs Caused by  
Environmental Pollution of Energy Consuming  
Industries in Iran***

***Mohammad Nabi Shahiki Tash<sup>1</sup>***

***Mohammad Hasan Fotros<sup>2</sup>***

***Mostafa Khajeh Hasani<sup>3</sup>***

Environmental emissions caused by unstable development, imposed many social costs to our society in recent years. In this survey, we calculated the social welfare costs caused by environmental emissions of energy consuming industries subcategorized under ISIC four-digit coded products of non-metallic minerals and basic metals in Iran; using Leibenstein method. At the beginning of this survey it was assumed that the least and the most negative side consequences on environment in our country are respectively imposed by copper and brick industries. But results showed among the studied cases, non-ferrous foundry with a cost equal to 1.03 percent of its production value imposes the least and Cement, building Lime and gypsum Industry with a cost of 50.7 percent of its production value imposes the most expensive cost of environmental inefficiency on the society. In addition to that, social welfare costs caused by welfare triangle and economic rents of these industries are negligible in comparison with environmental x-inefficiency costs; and include a small amount of welfare costs calculated by Leibenstein method for polluting industries. High costs of achieved social welfare, show the necessity of proper planning in order to increase the environmental efficiency, adopting effective anti-monopoly policies and green tax laws to reduce the harmful effects of energy carriers consumed in polluting industries.

***Keywords: Welfare Triangle, X-Inefficiency, Leibenstein Method, Directional Distance Function, Price Elasticity of Demand.***

***JEL Classification: N5, N6, N7, H2, L1, D4.***

- 
1. Assistant Professor of Economics, Sistan & Baluchestan University.  
Email: mohammad\_tash@yahoo.com
  2. Associate Professor of Economics, Bu-Ali Siena University,  
Email: fotros@basu.ac.ir
  3. M.Sc. Student of Economics, Sistan and Baluchestan University.  
Email: mostafa.khajehhasani@yahoo.com

***Indicators for Usury Prohibition on the Performance of the Interest-free Banking in Iran (Case Study: Granted Facilities of Branches of Tejarat Banks of Mashhad)***

***Mohammad Naghi Nazarpour<sup>1</sup>***

***Mohammad Reza Yousefi<sup>2</sup>***

***Meymanat Ebrahimi<sup>3</sup>***

Given the main distinction of conventional banking from interest – free banking is to avoid usury, this paper focuses on adapting performance of banking system to prohibition of usury principle and this issue is of great importance, since the performance of banking system has faced with deficiencies and ambiguities that whether banking system is consistent with Islamic codes. Thus, introducing quantitative and specific indicators seems necessary to cope banking system activities with Shari`a criteria and principles to measure the distance or proximity of the usury prohibition from its performance. The hypothesis of this paper is that, more than half of bank transactions at branches of Tejarat Bank of Mashhad are usury. The research method is descriptive and content analysis, in which indicators for usury prohibition are estimated using survey study and filling the questionnaires by Shia ayatollahs and jurists. The statistical population consists of all contracts among branches of Tejarat Bank of Mashhad and bank customers during 2009-2010. Using cluster sampling, a sample with 451 customers, who get bank facilities, was selected. Although the principle of non-interest banking operations is fully comply with the Shari`a, but the results of the estimation of indicators for usury prohibition indicate that more than half of bank trasactions at branches of Tejarat Bank of Mashhad are usury.

***Keywords: Criterion, Indicator, Usury Prohibition, Non–Usury Banking, Branches of Tejarat Bank of Mashhad.***

***JEL Classification: Z12, G29, G20.***

- 
1. Assistant Professor of Economics, Mofid University,  
Email: nazarpour@mofidu.ac.ir
  2. Academic Member of Department of Economics, Mofid University,  
Email: Yousefi@mofidu.ac.ir
  3. M.A in Economics, Mofid University,  
Email: ebrahimi.meymanat@gmail.com

## *The Effect of Implementing Adjustment Policies in Health Sector on the Economic Growth of Iran*

*Nasser Elahi*<sup>1</sup>

*Majid Rezaee*<sup>2</sup>

*Negar Birjandi*<sup>3</sup>

Health care is a public good and provides considerable positive externalities. It is the most important reason for the government intervention. Since 1960s, government has followed different policies through different plans during which the scope and methods of government intervention in the health sector has changed. Since President Rafsanjani government, along with the economic structural adjustment policies, privatization of this sector increased and the tariff rates for Government agencies as providers of health services have liberalized and modified. The purpose of this study is to examine the circumstances and the impact of implementing structural adjustment policies on economic growth in this sector through the Logistic Smooth Transition Autoregressive model (L-STAR) during 1967-2006. Final results suggest that the implementation of structural adjustment policies during the years 1991-1996 in the health sector did not have a significant effect on the economic growth of Iran.

***Keywords: Adjustment Policy, Health Care, Economic Growth, Logistic Smooth Transition Autoregressive Model (L-STAR).***

***JEL Classification: I18, I11.***

- 
1. Assistant Professor of Economics, Mofid University,  
Email: elahi@mofidu.ac.ir
  2. Lecturer, Department of Economics, Mofid University,  
Email: rezai@mofidu.ac.ir
  3. Ph.D. student, Department of Economics, Mofid University,  
Email: n.birjandi@yahoo.com

## *Evaluation of Government Quality Impacts on the Efficiency of Government Size*

*Hadi Haghshenas<sup>1</sup>*

*Akbar Komijani<sup>2</sup>*

The main purpose of this article is to evaluate the effectiveness of the government quality level on efficiency of its size. For that, at first, government quality based on Kaufman and others (2006) approach, has been categorized into four levels: Very good, good, poor and very poor. Then, a Cobb-Douglas production function has been estimated using the data period of 1986 till 2012 and using the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) method. The results show that, various levels of government quality have had different effects on economic growth and also on the efficiency of the government size. It means, when the government quality is very good, the economic growth will increase faster and under this condition, increasing the government size in long and short run, have more positive effect on economic growth. These findings reflect the need for paying more attention on planning for improvement of the government quality by relevant policies.

***Keywords: Government Size, Government Quality, Economic Growth, ARDL Method.***

***JEL Classification: E58, O26.***

---

1. Graduate of Ph.D. in Economics, Islamic Azad University, Science and Research Branch, Tehran,  
Email: Hadihagh@yahoo.com  
2. Professor, Faculty of Economics, University of Tehran,  
Email: komijani@ut.ac.ir

## ***Characteristics of the Labor and Their Role in the Fair Wage***

***Jafar Ebadi<sup>1</sup>***

***Abolfazl Pasebani Someeh<sup>2</sup>***

Given the lack of comprehensive explanation about the factors affecting the fair wage. This paper uses the analytical and descriptive method, explaining the eight components of the labor force characteristics that affect the determination of fair wages. In order to find the priority to those components: interviews with representatives from labor groups, employers, and academic experts were held in Iran. Thus, it became clear that to achieve fair wages, paying attention to all the features of the labor force is necessary. In other words besides the marginal product of labor (which has the third degree of importance), skill level, creativity, level of education as a sign of intelligence, duration of work or experience, seniority and responsibility in the work hierarchy should be taken into consideration as well. It should also be mentioned that workers and employers have different priorities towards each of the above mentioned components. So it is necessary to set up institutional settings to fill the gap between them.

***Keywords: Characteristics of Labor Force, Fair Wages, Marginal Product of Labor.***

***JEL Classification: J31, J33, J83, D63.***

---

1. Associate Professor, Faculty of Economics, University of Tehran,  
Email: jebadi@ut.ac.ir

2. Assistant Professor of Economics, Institute of Humanities and Social Studies (SID), Tehran,  
Email: A.pasebanism@gmail.com