فهرست

• مقالات

بررسی اثر منحنی‌های J و S در اقتصاد ایران (۱۳۸۶-۱۳۵۵)..... ۳
علیرضا کازرونی، سیاوش محمدپور و مجید فشاری

اندازه‌گیری و تحلیل تأثیر سرمایه‌گذاری تحقیق و توسعه (R&D) بین‌المللی کشاورزی بر بهره وری کل عوامل تولید کشاورزی در ایران..... ۲۱
اکبر کمیجانی و علی باقرزاده

سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران و تحلیل علل بروز آن با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته..... ۴۱
علی اصغر اسفندیاری و نجمه‌السادات موسوی

شناخت روابط علّی میان مؤلفه‌های حکمرانی خوب در کشورهای در مخاطره نفرین منابع طبیعی..... ۶۷
حسین میرشجاعیان حسینی و فرهاد رهبر

اثر توسعه بر دموکراسی: نقدی بر نظریه‌های اخیر..... ۸۷
جعفر عبادی، محمود متوسلی و علی نیکونسبتی

اثر انباشت سرمایه انسانی روی صادرات صنعتی استان‌های کشور..... ۱۱۱
محسن پورعبادالهان کویچ، حسین اصغرپور، فیروز فلاحی و حسن عبدی

اطلاعات نامتقارن در بازار بیمه اتومبیل ایران..... ۱۳۱
غلامرضا کشاورز حداد و منیره امیرخانلو

مدل‌سازی و پیش‌بینی کوتاه‌مدت تقاضای آب شهری..... ۱۵۹
حسین صادقی، مهدی ذوالفقاری و رحمان آرام

• *چکیده مقالات به انگلیسی*..... ۱۷۳

بر اساس نامه شماره ۲۲۱۴۰/ا.پ مورخ ۸۸/۱۲/۱۲،
مجله نامه مفید دارای ضریب تأثیر (IF) از پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC) می‌باشد

داوران این شماره (به ترتیب الفبا):

ناصر الهی (استادیار دانشگاه مفید)، **حمید ابریشمی** (استاد دانشگاه تهران)، **محسن ابراهیمی** (استادیار دانشگاه بوعلی سینا) ، **علی محمد احمدی** (استادیار دانشگاه تربیت مدرس)، **احمد احمدپور** (دانشیار دانشگاه مازندران)، **حسین اصغرپور** (استادیار دانشگاه تبریز)، **زهرا افشاری** (استاد دانشگاه الزهرا)، **بیژن باصری**(استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز) ، **مجتبی باقری تودشکی** (عضو هیأت علمی دانشگاه مفید)، **علی اصغر بانویی** (دانشیار دانشگاه علامه طباطبایی)، **محمد صادق بختیاری** (استاد اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد اصفهان)، **جاوید بهرامی** (استادیار دانشگاه علامه طباطبایی)، **محمدحسین پورکاظمی** (دانشیار دانشگاه شهید بهشتی)، **فتح ا.. تاری** (دانشیار دانشگاه علامه طباطبایی)، **فریدون تفضلی** (استاد دانشگاه شهید بهشتی)، **انوشیروان تقی پور** (معاون دفتر برنامه ریزی اقتصاد کلان)، **عادل پیغامی** (استادیار دانشگاه امام صادق)، **احمد جعفری صمیمی** (دانشیار دانشگاه مازندران)، **امیر خادم‌علیزاده** (عضو هیأت علمی دانشگاه مفید)، **منصور خلیلی عراقی** (استاد دانشگاه تهران)، **امیر حسین چیذری** (دانشکده اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران)، **یدا.. دادگر** (دانشیار دانشگاه شهید بهشتی)، **سعید راسخی**(استادیار دانشگاه مازندران)، **تیمور رحمانی** (دانشیار دانشگاه تهران)، **امیر رسائیان** (کارشناس ارشد سازمان امور مالیاتی کشور)، **مجید رضایی** (عضو هیأت علمی دانشگاه مفید)، **مجید صامتی** (دانشیار دانشگاه اصفهان)، **مرتضی سامتی** (دانشیار دانشگاه اصفهان)، **حسن سبحانی** (استاد دانشگاه تهران)، **علی سوری** (استادیار دانشگاه علوم اقتصادی)، **ابوالفضل شاه‌آبادی** (استادیار دانشگاه بوعلی سینا)، **مهدی صادقی شاهدانی** (استادیاردانشگاه امام صادق(ع))، **حسین صادقی** (استادیار دانشگاه تربیت مدرس)، **علی صالح‌آبادی** (استادیار دانشگاه امام صادق(ع))، **سید کاظم صدر**(استاد دانشگاه شهید بهشتی)، **بیژن صفوری** (استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب)، **جواد صلاحی** (استادیار دانشکده اقتصاد و حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی)، **حسن طایی** (استادیار دانشگاه علامه طباطبایی)، **سیدکمیل طیبی** (دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان)، **لطفعلی عاقلی کهنه شهری**(استادیاردانشگاه تربیت مدرس)، **جعفر عبادی** (دانشیار دانشگاه تهران)، **حسین عباسی‌نژاد** (استاددانشگاه تهران)، **قهرمان عبدلی** (دانشیار دانشگاه تهران)، **سیدهادی عربی** (استادیار پژوهشگاه حوزه و دانشگاه)، **زهرامیلا علمی** (استادیار دانشگاه مازندران)، **سعید عیسی زاده** (استادیار دانشگاه بوعلی سینا)، **سعید فراهانی فرد** (استادیار پژوهشگاه فرهنگ و اندیشه اسلامی)، **اسدا.. فرزین وش** (دانشیار دانشگاه تهران)، **محمدحسن فطرس** (دانشیار دانشگاه بوعلی سینا) ، **پیمان قربانی** (رئیس دایره پولی و بانکی اداره بررسی‌ها و سیاست های اقتصادی) ، **صالح قویدل**(استادیار دانشگاه آزاداسلامی واحدفیروزکوه)، **سیدعلی کازرونی** (استاددانشگاه تبریز)، **حسین کاوند**(استادیار دانشگاه تهران)، **غلامرضا کشاورز حداد** (دانشیار دانشگاه صنعتی شریف)، **اکبر کمیجانی** (استاد دانشگاه تهران)، **سیدضیاءالدین کیاءالحسینی** (عضو هیأت علمی دانشگاه مفید)، **ابراهیم گرجی** (دانشیار دانشگاه تهران)، **محمدتقی گیلک حکیم‌آبادی** (استادیار دانشگاه مازندران)، **محمود محمودزاده** (استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه)، **محمود متوسلی** (استاد دانشگاه تهران)، **محمود مشهدی احمد** (استادیار دانشگاه تهران)، **محمدرضا منجذب** (استادیار دانشکده علوم اقتصادی)، **فرشادمومنی** (استادیاردانشگاه علامه طباطبایی)، **محسن مهرآرا** (استادیار دانشگاه تهران)، **ابوالقاسم مهدوی** (دانشیار دانشگاه تهران)، **غدیر مهدوی کلیشمی**(استادیاردانشگاه علامه طباطبایی)، **سیدحسین میرمعزی**(دانشیار پژوهشگاه فرهنگ و اندیشه اسلامی)، **محمد نادعلی** (دکترای اقتصادو کارشناس اقتصادی بانک مرکزی)، **زهرا نصراللهی** (استادیاردانشکده اقتصاد مدیریت و حسابداری دانشگاه یزد)، **محمدنقی نظرپور** (استادیاردانشگاه مفید)، **حسین نمازی** (استاد دانشگاه شهید بهشتی)، **محسن نظری** (دانشیار دانشگاه بوعلی سینا)، **سیدمحمدرضا سیدنورانی** (دانشیار دانشگاه علامه طباطبایی)، **محمد واعظ** (استادیار دانشگاه اصفهان)، **عبدالناصر همتی** (استادیار دانشگاه تهران)، **سعید یزدانی** (دانشیار دانشکده اقتصاد کشاورزی **دانشگاه تهران**)، **محمدرضا یوسفی** (عضو هیأت علمی دانشگاه مفید).

بررسی اثر منحنی‌های J و S در اقتصاد ایران (۱۳۵۵-۱۳۸۶)

علیرضا کازرونی[۱]
استاد اقتصاد دانشگاه تبریز
سیاوش محمدپور[۲]
دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه تبریز
مجید فشاری[۳]
دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه تبریز

تاریخ دریافت: ۸۹/۱۰/۰۱
تاریخ تأیید: ۹۰/۰۴/۱۵

چکیده

هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر تنزل ارزش پول ملی (افزایش نرخ مؤثر واقعی ارز) بر تراز تجاری ایران در چارچوب منحنی‌های J و S طی سال‌های (۱۳۸۶-۱۳۵۵) می‌باشد. در این راستا اثر منحنی J در بلندمدت به روش هم‌انباشتگی جوهانسن - جوسلیوس مورد بررسی قرار گرفته و از توابع عکس‌العمل آنی و منحنی S برای تبیین اثرات کوتاه‌مدت بین تغییرات نرخ مؤثر واقعی ارز و تراز تجاری استفاده شده است. نتایج حاصل از تخمین مدل، بیانگر این است که در بلندمدت نرخ مؤثر واقعی ارز تأثیر منفی و معنی‌دار بر تراز تجاری ایران داشته و تابع عکس‌العمل آنی نیز دلالت بر تأثیر منفی آن در کوتاه‌مدت دارد. همچنین نتایج هر دو رهیافت منحنی J و S نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، با کاهش ارزش پول داخلی تراز تجاری بدتر شده و در بلندمدت نیز بهبود پیدا نمی‌کند.

واژگان کلیدی: کاهش ارزش پول ملی، تراز تجاری، منحنی J و منحنی S
طبقه‌بندی موضوعی: **C22, F32, F41**

مقدمه

بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بین نرخ ارز و تراز تجاری یکی از مسائلی است که همواره در ادبیات مالیه بین‌الملل مورد توجه اقتصاددانان واقع شده است. بر این اساس، اگر کشوری با کسری تراز تجاری روبرو بوده و درصدد این باشد که تراز تجاری خود را بهبود بخشد ممکن است از سیاست تنزل ارزش پول ملی[۴] استفاده کند؛ اما سؤالی که وجود دارد این است که آیا اجرای چنین سیاستی می‌تواند مؤثر واقع شود یا نه. مارشال[۵] (۱۹۲۳) و لرنر[۶] (۱۹۴۴) از پیشگامان بررسی این

1. Email: ar.kazerooni@gmail.com
2. Email: siavash.mohammadpoor@gmail.com
3. Email: majid.feshari@gmail.com

۴. در این مقاله تنزل ارزش پول ملی به مفهوم (Currency Devaluation) می‌باشد.

5. Marshall
6. Lerner

موضوع بودند؛ آن‌ها تئوری را توسعه دادند که به شرط مارشال - لرنر[1] شهرت یافت. شرط مارشال لرنر مبین این است که در صورت وجود بازار ارز باثبات، تنزل ارزش پول در صورتی می‌تواند تراز تجاری یک کشور را بهبود بخشد که مجموع کشش‌های تقاضا برای واردات و صادرات بزرگ‌تر از یک باشد. اما بعدها نشان داده شد که اثرات اجرای سیاست کاهش ارزش پول ملی ممکن است در کوتاه‌مدت و بلندمدت یکسان نبوده و متفاوت از هم باشد بدین صورت که تراز تجاری ممکن است پس از کاهش ارزش پول ملی در کوتاه‌مدت بدتر شده و سپس در بلندمدت به تدریج بهبود یابد که از این پدیده در مالیه بین‌الملل به عنوان اثر منحنی J یاد می‌شود. در زمینه اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت تغییرات نرخ ارز بر تراز تجاری کشورها، مطالعات تجربی متعددی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته انجام شده است که نتایج به دست آمده در این زمینه متفاوت بوده است. برخی از مطالعات وجود منحنی J را برای نمونه مورد مطالعه خود تأیید نموده و در عین حال برخی دیگر به نتیجه‌ای مبنی بر عدم تأیید منحنی J دست یافته‌اند. علاوه بر رهیافت منحنی J در دهه‌های اخیر رهیافت جدیدی به نام منحنی S به منظور بررسی اثرات کوتاه‌مدت تغییر نرخ واقعی ارز بر تراز تجاری مطرح شده است که نتایج آن می‌تواند در تحلیل‌های سیاست‌گذاری حائز اهمیت باشد این رهیافت برای اولین بار توسط باکوس و دیگران[2] (۱۹۹۴) در بررسی رابطه کوتاه‌مدت تغییرات نرخ واقعی ارز و تراز تجاری مورد استفاده قرار گرفته است. آن‌ها در مطالعه خود نشان داده‌اند که همبستگی میان مقادیر فعلی نرخ واقعی ارز با مقادیر گذشته تراز تجاری منفی بوده و با مقادیر آینده آن دارای همبستگی مثبت می‌باشد. با توجه به قابلیت بالای منحنی S در تفسیر عکس‌العمل کوتاه‌مدت تراز تجاری نسبت به تغییرات نرخ واقعی ارز، لازم است در این مطالعه به همراه رهیافت منحنی J از این رویکرد نیز برای بررسی رفتار تراز تجاری استفاده شود.

از سوی دیگر با توجه به اینکه یکی از موضوعات مهم و مورد توجه سیاست‌گذاران اقتصادی کشور، نحوه اثرگذاری نرخ واقعی ارز بر تراز تجاری می‌باشد لذا این مطالعه بر آن است اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت تنزل ارزش پول ملی بر تراز تجاری ایران را در سال‌های (۱۳۸۶-۱۳۵۵) در چارچوب رهیافت منحنی J و S بررسی نماید. در این راستا مهم‌ترین فرضیهٔ این مطالعه آن است که در بلندمدت تنزل ارزش پول ملی باعث بهبود تراز تجاری شده و در کوتاه‌مدت منجر به بدتر شدن تراز تجاری ایران می‌شود از این رو، ادامه مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است: در بخش دوم مقاله به مروری بر مبانی نظری موضوع پرداخته شده و در قسمت سوم، مطالعات تجربی انجام شده در قالب مطالعات خارجی و داخلی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش چهارم به معرفی مدل

1. ML Condition
2. Backus and et al.

و روش تخمین می‌پردازد و در قسمت پنجم نتایج تخمین مدل و تحلیل یافته‌های تحقیق ارائه می‌شود. بخش ششم و پایانی مقاله نیز به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

۱- مروری بر مبانی نظری موضوع

بررسی اثر تغییرات نرخ ارز بر تراز حساب جاری یک کشور از دیدگاه کینزی با دو رویکرد کشش[1] و جذب[2] مورد بررسی قرار می‌گیرد. در روش جذب که توسط هاربرگر[3] (۱۹۵۰)، میـد[4] (۱۹۵۱) و الکساندر[5] (۱۹۵۲) مطرح شده است. عدم توازن حساب جاری به صورت تفاوت بین تولید داخلی و مخارج حقیقی داخلی[6] بوده و تابع درآمد ملی به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$Y = C + I + G + X - M \qquad (۱)$$

در رابطه فوق، جذب حقیقی داخلی به صورت مجموع مخارج مصرفی، سرمایه‌گذاری و مخارج دولتی تعریف شده و لذا $A = C + I + G$ می‌باشد. بنابراین معادله درآمد ملی به صورت زیر بیان می‌شود:

$$CA = X - M = Y - A \qquad (۲)$$

معادله (۲) بیان می‌کند که حساب جاری بیانگر تفاوت بین تولید و جذب حقیقی داخلی است. مازاد حساب جاری به این معنی است که تولید داخلی بیشتر از مخارج حقیقی داخلی می‌باشد. با دیفرانسیل‌گیری از معادله (۲) داریم:

$$dCA = dY - dA \qquad (۳)$$

معادله (۳) نشان می‌دهد که تأثیر تنزل ارزش پول داخلی بر حساب جاری وابسته به چگونگی تأثیرگذاری آن بر درآمد ملی است. لذا با فرض وجود عدم اشتغال کامل، اگر کاهش ارزش پول داخلی، درآمد داخل را نسبت به مخارج حقیقی داخلی (جذب داخلی) افزایش دهد، در آن صورت تنزل ارزش پول داخلی منجر به بهبود تراز حساب جاری شده و برعکس اگر تنزل ارزش پول داخل، جذب حقیقی داخلی را نسبت به تولید و درآمد داخلی افزایش دهد، حساب جاری با کسری مواجه می‌شود. بنابراین چگونگی تأثیرگذاری کاهش ارزش پول داخلی بر درآمد و جذب حقیقی داخلی محور و چارچوب اصلی روش جذب در تحلیل تراز حساب جاری می‌باشد. رویکرد دیگری که به بررسی چگونگی تأثیرگذاری کاهش ارزش پول داخلی (افزایش نرخ ارز) بر تراز حساب جاری می‌پردازد، روش کشش می‌باشد که توسط مارشال (۱۹۲۳) و لرنر (۱۹۴۴) مطرح

1. Elasticity Approach
2. Absorption Approach
3. Harberger
4. Meade
5. Alexander
6. Real Domestic Absorption

شده و سپس توسط رابینسون[1] (۱۹۲۰)، بیکردایک[2] (۱۹۴۷) و متزلر[3] (۱۹۴۸) بسط داده شده است. در این روش فرض می‌شود عرضه کالاهای صادراتی داخلی و کالاهالی وارداتی خارجی کاملاً با کشش بوده به طوری که تغییرات در حجم تقاضا اثری بر قیمت‌ها ندارد. این مفروضات بیانگر این است که قیمت‌های داخلی و خارجی ثابت بوده و تغییرات در قیمت‌های نسبی به وسیله تغییرات در نرخ ارز ایجاد می‌شود. نکته اصلی در روش کشش این است که تنزل ارزش پول داخلی بر تراز حساب جاری دارای دو اثر قیمتی و اثر مقداری می‌باشد. در اثر قیمتی، با کاهش ارزش پول داخلی، کالاهای صادراتی بر حسب واحد پول خارجی ارزان‌تر و کالاهای وارداتی بر حسب پول داخلی گران‌تر می‌شود. لذا اثر قیمتی موجب بدتر شدن تراز حساب جاری کشور مورد نظر می‌شود. در اثر مقداری با ارزان‌تر شدن کالاهای داخلی از نقطه نظر خارجیان، میزان صادرات افزایش می‌یابد و با گران‌تر شدن کالاهای وارداتی بر حسب پول داخلی، حجم واردات کاهش یافته و بنابراین اثر مقداری منجر به بهبود تراز حساب جاری می‌شود. در نهایت اثر خالص کاهش ارزش پول داخلی بر تراز حساب جاری وابسته برآیند دو اثر قیمتی و مقداری می‌باشد. به بیان دیگر با فرض با کشش بودن منحنی عرضه صادرات کالاهای داخلی و عرضه واردات کالاهای خارجی، افزایش نرخ ارز (تنزل ارزش پول داخلی) در صورتی منجر به بهبود تراز حساب جاری می‌شود که مجموع قدر مطلق کشش‌های صادرات و واردات نسبت به نرخ ارز بزرگ‌تر از یک باشد. این شرط به شرط مارشال و لرنر معروف بوده که بیان می‌کند در صورت برقراری شرط فوق، کاهش ارزش پول داخلی (افزایش نرخ ارز) منجر به غالب شدن اثر مقداری بر اثر قیمتی شده و لذا کاهش ارزش پول داخلی منجر به افزایش حجم صادرات و کاهش میزان واردات شده و در نتیجه تراز تجاری بهبود پیدا می‌کند (Hacker & Kim, 2010: 11).

در بررسی شرط مارشال لرنر در مطالعات تجربی، نتایج مطالعات نشان داده است که این شرط، در اغلب موارد در کوتاه‌مدت برقرار نبوده و بیشتر در بلندمدت برقرار است. گلدستین[4] و کان[5] (۱۹۸۵) در مطالعه خود نشان دادند که مجموع کشش‌ها در بلندمدت (بیشتر از دو سال) دو برابر کوتاه‌مدت می‌باشد و معمولاً در کوتاه‌مدت مجموع کشش‌ها کوچک‌تر از یک می‌باشد. نتایج چنین مطالعاتی منجر به پیدایش بحث جدیدی در اقتصاد بین‌الملل گردید که به عنوان اثر منحنی J شناخته شده است. در واقع اثر منحنی J بیانگر این است که چگونه تنزل ارز پول داخلی (افزایش نرخ ارز) در طول زمان می‌تواند تراز تجاری را تحت تأثیر قرار دهد. پس از تنزل ارزش پول داخلی در کوتاه‌مدت،

1. Robinson
2. Bickerdike
3. Metzler
4. Goldstein
5. Kahn

واردکنندگان داخلی با افزایش قیمت کالاهای وادراتی بر حسب پول داخلی مواجه شده و لذا خالص صادرات بر حسب پول خارجی در کوتاه مدت کاهش می‌یابد. در بلندمدت و به تدریج با گذشت زمان، تقاضا برای کالاها و خدمات داخلی افزایش یافته که در نتیجه آن حجم صادرات افزایش و میزان واردات کاهش می‌یابد. بنابراین در بلندمدت با افزایش کشش قیمتی تقاضا برای کالاها و خدمات داخلی، میزان تراز تجاری به تدریج بهبود می‌یابد. استدلال اصلی در توجیه اثر منحنی J این است که در کوتاه‌مدت حجم صادرات و واردات به دلایل زیر قابلیت تغییر را ندارند:

۱- وقفه در واکنش مصرف‌کنندگان؛

۲- وقفه در واکنش تولیدکنندگان؛

۳- رقابت ناقص.

از این رو در کوتاه‌مدت اثر قیمتی بر اثر حجمی غلبه کرده و تراز تجاری بدتر می‌شود ولی با گذشت زمان مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان به تدریج واکنش نشان داده و تراز تجاری بهبود می‌یابد (Pilbeam, 2006: 1/56-60).

علاوه بر رویکرد منحنی J برای بررسی رابطه بین تغییرات نرخ ارز و تراز تجاری، رهیافت جدیدی که در ادبیات اقتصاد بین‌الملل به منظور بررسی تعدیل پویای تراز تجاری نسبت به تنزل ارزش پول داخلی (افزایش نرخ ارز) مورد استفاده قرار می‌گیرد، منحنی S می‌باشد که توسط باکوس[1]، کاهو[2] و کیدلند[3] (۱۹۹۴) مطرح شده است. این منحنی برخلاف منحنی J که بر اساس تحلیل‌های رگرسیونی استوار است، نیازی به تحلیل رگرسیونی نداشته و صرفاً مبتنی بر ضریب همبستگی متقاطع[4] بین نرخ واقعی ارز و تراز تجاری می‌باشد. بر این اساس، در صورت بهبود تراز تجاری همزمان با تنزل ارزش پول داخلی (افزایش نرخ ارز) انتظار بر این است که همبستگی متقاطع بین تراز تجاری و نرخ واقعی ارز مثبت باشد. باکوس و همکاران (۱۹۹۴) بیان می‌کنند که این همبستگی متقاطع بین مقدار جاری نرخ واقعی ارز و مقادیر گذشته تراز تجاری منفی بوده و بین مقادیر فعلی نرخ واقعی ارز و مقدار آتی تراز تجاری مثبت می‌باشد. رسم این مقادیر همبستگی متقاطع در مقابل مقادیر وقفه‌های جاری و آتی، نموداری را به دست می‌دهد که به خاطر شکل افقی آن به منحنی S معروف می‌باشد. مطالعات تجربی صورت گرفته در زمینه بررسی رابطه پویای بین تغییرات نرخ واقعی ارز و تراز تجاری با استفاده از منحنی S صرفاً محدود به کشورهای توسعه یافته بوده و عمدتاً در مطالعات باکوس و همکاران (۱۹۹۴)، پاریخ و شیباتا[5] (۲۰۰۴) و

1. Backus
2. Kahoe
3. Kydland
4. Cross Correlation
5. Parikh and Shibata

بهمنی اسکویی و راتا[1] (۲۰۰۷) مورد استفاده قرار گرفته است. باکوس و همکاران برای توجیه دلایل پدید آمدن منحنی S از مدل ساده‌ای استفاده نموده و فرض می‌کنند دو کشور وجود دارد و به تولید کالاهایی می‌پردازند که موجودی سرمایه و نیروی کار در آن کالاها جانشین ناقص یکدیگر می‌باشند. بنابراین با درنظر گرفتن این مفروضات، اگر شوک بهره‌وری داخلی رخ دهد، در آن صورت تولید داخلی افزایش یافته و به تبع آن سطح عمومی قیمت‌ها کاهش پیدا می‌کند. با کاهش قیمت‌ها، موجودی سرمایه به تولید کالایی که در آن بازدهی نسبی بالاتری دارد منتقل شده که در نتیجه آن سطح تولید داخلی افزایش قابل توجهی می‌یابد. از این رو با افزایش تولید و درآمد داخلی، تراز تجاری با کسری مواجه شده و همبستگی همزمان بین تراز تجاری و رابطه مبادله (نرخ واقعی ارز در مدل دوکالایی) منفی می‌گردد. به تدریج با گذشت زمان، کسری تراز تجاری کاهش یافته و ممکن است حتی بهبود نیز پیدا کند. لذا با گذشت زمان، همبستگی بین تراز تجاری و تغییرات وقفه‌دار رابطه مبادله مثبت می‌شود. به عنوان نتیجه بحث می‌توان بیان کرد که منحنی S، پویایی کوتاه‌مدت تغییرات تراز تجاری را نسبت به تغییرات نرخ واقعی ارز نشان می‌دهد و در صورتی که شوک بهره‌وری پایدار باشد، تحت این شرایط منحنی S بین این دو متغیر همواره برقرار خواهد بود (Bahmani Oskooee, Ratha, 2004: 1384).

۲- مروری بر مطالعات تجربی

در زمینه بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت تغییرات نرخ ارز بر تراز حساب جاری مطالعات متعددی صورت گرفته است که در اغلب این مطالعات، به مطالعه و بررسی شرط مارشال لرنر و همچنین استخراج منحنی J پرداخته شده است. مروری بر مطالعات انجام شده داخلی و خارجی نشان می‌دهد که در داخل کشور تاکنون مطالعه‌ای پیرامون تأثیر تنزل ارزش پول داخلی بر تراز تجاری با استفاده از رهیافت منحنی S، صورت نگرفته و صرفاً در مطالعات محدود خارجی به بررسی همبستگی متقاطع بین نرخ واقعی ارز و موازنه حساب جاری در قالب منحنی S پرداخته شده است. در ادامه به مهم‌ترین مطالعات تجربی انجام شده خارجی و داخلی پرداخته می‌شود:

مایلز[2] (۱۹۷۹) با استفاده از داده‌های سالانهٔ ۱۴ کشور طی دوره (۱۹۷۲-۱۹۵۶) و با بکارگیری روش‌های رگرسیون به ظاهر نامرتبط و داده‌های تابلویی به این نتیجه می‌رسد که کاهش ارزش پول ملی، تراز تجاری را بهبود نمی‌بخشد اما با بهبود حساب سرمایه باعث بهتر شدن تراز پرداخت‌ها می‌شود.

1. Bahmani-Oskooee and Ratha
2. Miles

بهمنی اسکویی (۱۹۸۵) اثر کاهش ارزش پول ملی را برای چهار کشور در حال توسعه (یونان، هند، کره و تایلند) طی سال‌های (۱۹۸۰-۱۹۷۳) بررسی می‌نماید. نتایج حاصل از این مطالعه بیانگر این است که کاهش ارزش پول ملی باعث بدتر شدن تراز تجاری می‌شود. و تنها در مورد تایلند و در بلندمدت، کاهش ارزش پول ملی باعث بهبود تراز تجاری می‌گردد.

ساندراجان و بول[1] (۱۹۸۹) برای دورهٔ (۱۹۸۵-۱۹۶۰) اثر کاهش ارزش پول ملی هند را بر تراز تجاری این کشور مورد بررسی قرار دادند و در نهایت یافته‌های مایلز در مورد اثرگذاری کاهش ارزش پول ملی در کشور هند بر تراز تجاری را تأیید کردند و نتیجه‌گیری کردند که کاهش ارزش پول ملی باعث بهبود تراز پرداخت‌ها در هند می‌شود.

بریسمیس و لاونتاکیس[2] (۱۹۸۹) اثر کاهش ارزش پول ملی را با بکارگیری روش تعادل عمومی پویا[3] و با استفاده از داده‌های فصلی (۱۹۸۴-۱۹۷۵) برای کشور یونان بررسی کردند. نتایج یافته‌های آن‌ها حاکی از وجود منحنی v شکل در کوتاه‌مدت و همچنین بدتر شدن تراز تجاری در بلندمدت می‌باشد.

یلن و رز[4] (۱۹۸۹) با استفاده از داده‌های فصلی تجارت دو جانبه ایالات متحده آمریکا و کشورهای G7 در دورهٔ زمانی (۱۹۸۸-۱۹۶۳) و با بکارگیری روش هم‌انباشتگی انگل - گرنجر به بررسی تجربی وجود منحنی - پرداختند و به این نتیجه رسیدند که در نمونه مورد بررسی خود هیچ مدرک معنی‌داری مبنی بر وجود اثر منحنی J وجود ندارد.

آلس و بهمنی اسکویی[5] (۱۹۹۴) برای نوزده کشور توسعه‌یافته و ۲۲ کشور کمتر توسعه‌یافته، با بکارگیری روش هم‌انباشتگی انگل - گرنجر با استفاده از داده‌های فصلی تجارت و نرخ ارز واقعی در بازهٔ (۱۹۹۰-۱۹۷۱) به این نتیجه رسیدند که کاهش ارزش پول ملی در بلندمدت برای کاستاریکا، برزیل و ترکیه تأثیر مثبت، برای ایرلند تأثیر منفی و برای کانادا، دانمارک، آلمان، پرتقال، اسپانیا، سریلانکا، انگلستان و ایالات متحده آمریکا هیچ تأثیری ندارد.

بهمنی اسکویی (۲۰۰۱) رفتار بلندمدت تراز تجاری ۱۱ کشور خاورمیانه را در مقابل کاهش ارزش پول ملی برای داده‌های فصلی دوره (۱۹۹۴-۱۹۷۱) بررسی کرد و دریافت که کاهش ارزش پول ملی اثر مثبت بر روی تراز تجاری اغلب کشورهای غیرنفتی خاورمیانه دارد.

احمد و یانگ[6] (۲۰۰۴) اثر کاهش ارزش پول ملی چین را بر روی تجارت دوجانبه چین با کشورهای G7 در دورهٔ (۱۹۹۴-۱۹۷۴) بررسی کردند و دریافتند که تراز تجاری چین با برخی از کشورها دچار بهبود می‌شود. ولی هیچ شواهدی مبنی بر وجود منحنی J پیدا نکردند.

---

1. Sundarajan, Bhole
2. Brissmis, Laventankis
3. Dynamic General Equilibrium
4. Yellen, Rose
5. Alse, bahmani- oskooee
6. Ahmed, Yang

نارایان[1] (۲۰۰۴) وجود رابطه هم‌انباشتگی میان تراز تجاری و نرخ ارز واقعی، درآمد خارجی و درآمد داخلی نیوزلند را در دورهٔ (۲۰۰۰-۱۹۷۰) آزمون می‌کند و به این نتیجه می‌رسد که هیچ رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرهای فوق وجود ندارد. وی همچنین از روش تابع عکس‌العمل آنی برای بررسی وجود منحنی J استفاده نموده که یافته‌های مطالعه، وجود منحنی J را برای کشور نیوزلند مورد تأیید قرار می‌دهد.

کالیونجو و همکاران[2] (۲۰۰۹) اثر کاهش ارزش پول ملی را با استفاده از روش جوهانسن - جوسلیوس بر روی تراز تجاری کشورهای آمریکای لاتین بررسی می‌کنند و به این نتیجه می‌رسند که کاهش ارزش پول ملی، تراز تجاری را در بلندمدت برای آرژانتین و پرو بهبود می‌بخشد. همچنین در کوتاه‌مدت نیز با استفاده از تابع عکس‌العمل آنی نشان دادند برای آرژانتین و پرو اثر منحنی J صادق می‌باشد.

ژانگ و ساتو[3] (۲۰۰۹) با استفاده از روش خودتوضیح‌برداری و برای داده‌های فصلی دورهٔ (۲۰۰۷-۱۹۸۷) اثر کاهش ارزش پول ملی چین را بر روی تراز تجاری این کشور بررسی می‌کنند و به این نتیجه می‌رسند که کاهش ارزش پول ملی تأثیر معنی‌داری بر روی تراز تجاری چین ندارد.

برومند جزی و آزادمهر (۱۳۸۴) با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری به بررسی اثر کاهش ارزش پول ملی بر تراز تجاری ایران در سال‌های (۱۳۸۰-۱۳۳۸) می‌پردازند و به این نتیجه می‌رسند که کاهش ارزش پول ملی باعث بهبود تراز تجاری برای ایران می‌شود.

بهمنی اسکویی و راتا[4] (۲۰۰۷) منحنی S را با استفاده از روش همبستگی متقاطع بین ژاپن و شرکای تجاریش برای داده‌های فصلی دورهٔ (۲۰۰۵-۱۹۸۰) بررسی نموده و در نهایت چنین نتیجه‌گیری کردند که منحنی S بین ژاپن و اغلب شرکای تجاری آن مصداق دارد.

بهمنی اسکویی و دیگران (۲۰۰۸) در مطالعهٔ خود وجود منحنی S را با بکارگیری روش همبستگی متقاطع برای بیست کشور آفریقایی در دورهٔ (۲۰۰۴-۱۹۷۱) مورد بررسی قرار دادند و در مجموع برای هشت کشور شواهدی از وجود منحنی S را یافتند.

بهمنی اسکویی و راتا (۲۰۱۰) منحنی S را برای داده‌های تجارت دو طرفه آمریکا و چین در بازهٔ (۲۰۰۲-۱۹۷۸) مورد آزمون قرار داده و به این نتیجه رسیدند که این منحنی برای داده‌های کل تجارت دو طرفه آمریکا و چین وجود ندارد ولی برای تجارت تفکیک شده بر حسب صنعت در پنجاه درصد از موارد منحنی S وجود دارد.

---

1. Narayan
2. Kalyoncu and et al.
3. Zhang, Sato
4. Ratha

شقاقی‌شهری (۱۳۸۴) با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری ساختاری[1] در طی سال‌های (۱۳۸۰-۱۳۳۸)، اثر اجرای سیاست کاهش ارزش پول داخلی را در ایران بررسی می‌نماید. نتایج این مطالعه دلالت بر این دارد که سیاست کاهش ارزش پول ملی باعث بهبود تراز تجاری ایران نمی‌شود.

نجارزاده و دیگران (۱۳۸۷) با بهره‌گیری از مدل تصحیح خطای برداری، اثر نرخ واقعی ارز را بر کسری بخش تجارت خارجی اقتصاد ایران در سال‌های (۱۳۸۴-۱۳۳۸) مورد مطالعه قرار می‌دهند. یافته‌های تجربی این مطالعه نشان می‌دهد که کاهش ارزش پول ملی سبب بهبود تراز تجاری می‌شود.

دژپسند و گودرزی (۱۳۸۸) به بررسی تأثیر کاهش ارزش پول ملی بر تراز پرداخت‌های ایران در دوره زمانی (۱۳۸۳-۱۳۵۳) می‌پردازند. آن‌ها در مطالعهٔ خود از روش هم‌انباشتگی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیع شونده برای مطالعهٔ تأثیر بلندمدت کاهش ارزش پول ملی بر تراز پرداخت‌ها استفاده نموده و به این نتیجه می‌رسند که در بلندمدت و کوتاه‌مدت شرط مارشال لرنر در ایران تأیید نمی‌شود.

در جمع‌بندی مطالعات انجام شده خارجی و داخلی می‌توان بیان کرد که در اغلب مطالعات به منظور بررسی رابطه بین تنزل ارزش پول داخلی و تراز تجاری عمدتاً از رویکرد منحنی J استفاده شده و صرفاً در مطالعات محدود خارجی از روش منحنی S به همراه منحنی J برای تعیین رابطه بین نرخ واقعی ارز و تراز تجاری در کشورها استفاده شده است. لذا وجه تمایز این مطالعه نسبت به مطالعات انجام شده داخلی این است که با استفاده از منحنی‌های J و منحنی S به تبیین رابطه بین تنزل ارزش پول داخلی و تراز تجاری ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌پردازد و از این لحاظ نسبت به سایر مطالعات تجربی انجام شده دارای نوآوری است.

۳- معرفی مدل و روش تخمین

بر اساس مبانی نظری موضوع، در این مطالعه به منظور بررسی تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت تنزل ارزش پول داخلی بر تراز تجاری ایران از مدل مورد استفاده در مطالعات بهمنی‌اسکویی (۲۰۰۱)، رز[2] (۱۹۹۱) و گومز و پاز[3] (۲۰۰۵) و کالیونجو و دیگران[4] (۲۰۰۹) استفاده شده است.

مدل‌های مورد استفاده در این مطالعات مبتنی بر شکل تقلیل‌یافته تراز پرداخت‌ها می‌باشد. مزیت این روش این است که بدون نیاز به تخمین پارامترهای ساختاری توابع صادرات و واردات، به راحتی می‌توان اثر تنزل ارزش پول ملی بر روی تراز پرداخت‌ها را بررسی نمود.

---

1. Structural Vector Error Correction Model
2. Rose
3. Gomes, Paz
4. Kalyoncu

تـراز تجـاری (TB) در شـکل لگـاریتمی خـود بـه عنـوان شـاخص مـی‌توانـد بـه صـورت تفـاوت میـان لگـاریتم صـادرات اسـمی و لگـاریتم واردات اسـمی بـر حـسب تعـداد واحـدهای پول ملی تعریف گردد:

$$\log(TB) = \log(PX) - \log(EP * M)$$

بنابراین معادله تراز تجاری به شکل زیر درمی‌آید:

$$b_t = x_t - m_t - (e_t - p_t + p_t^*) = x_t - m_t - er_t \qquad (۴)$$

کـه در آن x, m, p^*, p بـه ترتیـب نمایـانگر لگـاریتم طبیعـی شـاخص قیمـت‌هـای داخلـی، شـاخص قیمـت‌هـای خـارجی، واردات و صـادرات مـی‌باشـد و همچنـین er نیـز لگـاریتم نـرخ ارز مؤثر واقعی[۱] می‌باشد.

اگر توابع صادرات و واردات را به شکل زیر تعریف کنیم:

$$X_t = a + by_t^* + \eta_x\, er_t \qquad (۵)$$

$$m_t = c + dy_t - \eta_m\, er_t \qquad (۶)$$

که در آن a, c ثابت هستند و b, d کـشش درآمـدی کـشورهای خـارجی و خـودی مـی‌باشـند. y^* و y ترتیب لگاریتم مجموع تولید ناخالص داخلی عمده‌ترین شرکای تجاری ایـران[۲] و لگـاریتم تولید ناخالص داخلی ایران می‌باشند، η_x, η_m نیز معرف کشش صـادرات و واردات نـسبت بـه نـرخ ارز می‌باشد. بنابراین با جایگذاری معادله ۵ و ۶ در معادله ۴ خواهیم داشت:

$$b_t = (a - c) + by_t^* - dy_t + (\eta_x + \eta_m - 1)er_t \qquad (۷)$$

پس از تخمین معادله ۷، به راحتی می‌توان استنباط نمود که آیا کاهش ارزش پول ملی بر تـراز تجاری مؤثر بوده است یا خیر؟ بدین صورت که اگر ضریب er مثبـت باشـد، شـرط مارشـال - لرنـر صادق بوده و بیانگر این خواهد بود که کاهش ارزش پـول ملـی باعـث افـزایش صـادرات و کـاهش واردات و به تبع آن بهبود تراز تجاری می‌شود.

در این مطالعه به منظور بررسی اثر بلندمدت کاهش ارزش پول ملی بر تراز تجـاری ایـران از روش هم‌انباشتگی جوهانسن - جوسلیوس استفاده شـده اسـت. مزیـت ایـن روش نـسبت بـه سـایر روشهای هم‌انباشتگی نظیر الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های تـوزیعی و روش انگـل - گرنجـر ایـن

---

۱. نرخ ارز مؤثر واقعی عبارت است از نرخ ارز مؤثر اسمی (متوسط وزنی نـرخ‌هـای ارز مهـم‌تـرین شـرکای تجـاری ایران) که بر مبنای شاخص قیمت تولیدکننده خارجی و شاخص بهای کالاها و خدمات داخلی تعدیل شده است.
۲. چین، فرانسه، کره جنوبی، آلمان، سوئیس، امارات.

است که این روش بیش از یک بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای درونزای مدل را در نظر گرفته و در نمونه‌های با حجم بیشتر مناسب می‌باشد. علاوه بر این در صورت استفاده از این روش هم‌انباشتگی، برآوردکننده‌ها از کارایی مجانبی برخوردارند[۱]. برای استخراج منحنی J[۲]، یکی از متعارف‌ترین روش‌ها که در اغلب مطالعات تجربی نظیر مطالعه بهمنی اسکویی (۲۰۰۱) و کالینجو و همکاران (۲۰۰۹) نیز مورد استفاده قرار گرفته است، تابع عکس‌العمل آنی می‌باشد. این تابع، می‌تواند پویایی تغییرات تراز تجاری را نسبت به یک انحراف معیار شوک وارده به متغیر نرخ مؤثر واقعی ارز در طول زمان نشان دهد. از این رو همانند اغلب مطالعات تجربی انجام شده، در این مطالعه نیز برای بررسی وجود یا عدم وجود منحنی J از تابع عکس‌العمل آنی استفاده می‌شود.

برای بررسی وجود و یا عدم وجود منحنی S نیز از تابع همبستگی متقاطع استفاده نموده و نمودار همبستگی نگار متقاطع بین دو متغیر نرخ مؤثر واقعی ارز و تراز تجاری رسم می‌شود برای این منظور ابتدا متغیرهای نرخ مؤثر واقعی ارز و تراز تجاری با استفاده از فیلتر هودریک - پرسکات روندزدایی شده و سپس تابع همبستگی متقاطع برای آن‌ها محاسبه شده است. همبستگی متقاطع میان نرخ مؤثر واقعی ارز و تراز تجاری را می‌توان با استفاده از فرمول زیر محاسبه نمود:

$$COR_k = \frac{\sum (RE_t - \overline{RE})(TB_{t+k} - \overline{TB})}{\sqrt{\sum (RE_t - \overline{RE})^2 (TB_{t+k} - \overline{TB})^2}} \qquad (۸)$$

که در آن TB نمایانگر تراز تجاری (که از تقسیم کردن تفاوت میان صادرات و واردات بر تولید ناخالص داخلی حاصل شده است)، RE نرخ ارز مؤثر واقعی، $\overline{TB}$ و $\overline{RE}$ به ترتیب میانگین تراز تجاری و نرخ ارز مؤثر واقعی برای کلیه مشاهدات می‌باشد. بنابراین به عنوان مثال برای محاسبه COR_1(همبستگی میان مقادیر فعلی نرخ ارز با مقادیر تراز تجاری با یک دوره تأخیر)، متغیرهای نرخ مؤثر واقعی ارز و تراز تجاری بدین صورت خواهند بود: $(RE_1, RE_2, ..., RE_{n-1})(TB_2, TB_3, ..., TB_n)$. به طور مشابه برای محاسبه COR_{-1} (همبستگی میان مقادیر فعلی نرخ ارز با مقادیر تراز تجاری با یک دوره وقفه)، متغیرهای نرخ مؤثر واقعی ارز و تراز تجاری بدین صورت خواهند بود: $(RE_2, RE_3, ..., RE_n)(TB_1, TB_2, ..., TB_{n-1})$. به همین صورت، همبستگی را می‌توان برای وقفه‌ها و تأخیرهای بالاتر محاسبه نمود. لازم به ذکر است

---

۱. برای مطالعه بیشتر در زمینه مزیت روش هم‌انباشتگی جوهانسن - جوسیلیوس نسبت به سایر روش‌های هم‌انباشتگی به Enders (۲۰۰۴) مراجعه شود.

۲. یکی از محدودیت‌های اساسی منحنی J، آن است که تنزل ارزش پول داخلی در کوتاه‌مدت منجر به بدتر شدن تراز تجاری شده و در بلندمدت باعث بهبود آن می‌شود که در واقعیت ممکن است این پدیده در مورد کشورهای در حال توسعه مصداق نداشته باشد.

که داده‌ها و اطلاعات مربوط به متغیرهای تراز تجاری و تولید ناخالص ایران از پایگاه داده‌های سری زمانی بانک مرکزی و داده‌های مربوط به نرخ ارز مؤثر واقعی از لوح فشرده IFS و همچنین داده‌های مربوط به مجموع تولید اصلی‌ترین شرکای تجاری ایران از لوح فشرده WDI برای سال‌های (۱۳۸۶-۱۳۵۵)[۱] استخراج گردیده است.

۴- تخمین مدل و تحلیل یافته‌های تحقیق

در این قسمت قبل از بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای نرخ مؤثر واقعی ارز و تراز حساب جاری، پایایی متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در این مطالعه با استفاده از آماره آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) بررسی گردیده است که نتایج در جدول (۱) ارائه شده است:

جدول (۱): نتایج آزمون پایایی متغیرهای مدل

نام متغیر	مقدار آماره ADF	مقدار آماره فیلیپس - پرون
b	-۳/۸۸***	-۳/۸۵***
y	-۲/۵۲	-۳/۹۸**
*y**	-۳/۴۸*	-۰/۴۹
er	-۱/۰۷	-۱/۳۷
D(b)	-	-
D(y)	-۵/۰۹***	-
D(y)*	-۵/۶۲***	-۶/۱۲***
D(er)	-۴/۱۷***	-۴/۱۵***

(*: معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد؛ **: معنی‌دار در سطح ۵ درصد؛ *: معنی‌دار در سطح ۱ درصد)**

بر اساس نتایج آزمون پایایی متغیرهای مدل می‌توان بیان کرد که برخی از متغیرها انباشته از مرتبه صفر و بعضی دیگر با یک مرتبه تفاضل‌گیری پایا شده‌اند. از آنجا که روش هم‌انباشتگی جوهانسن - جوسلیوس بر مبنای الگوی خودرگرسیون برداری استوار است، لذا لازم است ابتدا مرتبه بهینه مدل VAR تعیین شده و سپس بر مبنای آماره‌های آزمون اثر و حداکثر مقادیر ویژه وجود و یا عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل مورد بررسی قرار گیرد. با توجه به حجم نمونه مورد بررسی در این مطالعه، ملاک مرتبه بهینه مدل خودرگرسیون برداری، آماره آزمون شوارتز - بیزین می‌باشد. نتایج تعیین مرتبه بهینه مدل خودرگرسیون برداری در جدول (۲) ارائه شده است:

---

۱. در این مطالعه با توجه به وجود آمار و اطلاعات نرخ مؤثر اسمی ارز از سال ۱۳۵۵ به بعد و همچنین در دسترس بودن آمار و اطلاعات مربوط به سایر متغیرهای توضیحی مدل تا سال ۱۳۸۶، دوره زمانی مورد مطالعه به سال‌های (۱۳۸۶-۱۳۵۵) محدود شده است.

جدول (۲): نتایج تعیین تعداد وقفه‌های بهینه الگوی خودرگرسیون برداری

Lag	AIC	SIC
۰	-۰/۰۵۵	۰/۲۴۳
۱	-۹/۲۳۸*	-۸/۲۹۵*
۲	-۹/۰۴۸	-۷/۳۵۱
۳	-۸/۷۱۵	-۶/۲۶۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۲) دلالت بر این دارد که مرتبه بهینه الگوی خودرگرسیون برداری یک می‌باشد. در ادامه با استفاده از آماره‌های آزمون ماتریس اثر[1] و حداکثر مقادیر ویژه[2]، وجود و یا عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای درونزای مدل مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج بررسی رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل به صورت جدول زیر می‌باشد:

جدول (۳): نتایج تعیین وجو و یا عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل

$\lambda trace$				$\lambda \max$			
فرضیه صفر	فرضیه جانشین	مقدار آماره	مقدار بحرانی آماره در ۹۵٪	فرضیه صفر	فرضیه جانشین	مقدار آماره	مقدار بحرانی آماره در ۹۵٪
$r=0$	$r\geq 0$	۷۴/۰۸	۶۳/۸۷	$r=0$	$r=1$	۳۲/۵۷	۳۲/۱۱
$r\leq 1$	$r\geq 1$	۴۵/۱۱	۴۲/۹۱	$r\leq 1$	$r=2$	۲۳/۹۱	۲۵/۸۲
$r\leq 2$	$r\geq 3$	۱۹/۸۲	۲۵/۸۷	$r\leq 2$	$r=3$	۱۲/۵۲	۱۹/۳۸

بردار هم‌انباشتگی			
y^*	y	er	b
۸/۹۵ (۳/۴۱)	-۲/۲۴ (-۴/۰۷)	-۰/۲۳ (-۲/۸۷)	۱

آزمون‌های تشخیص برای الگوی خودتوضیح برداری		
آزمون	مقدار آماره	ارزش احتمال
آزمون نرمال بودن جملات اخلال	۸/۹۰	۰/۳۵
آزمون خودهمبستگی جملات اخلال	۱۱/۷۴	۰/۷۶
آزمون ناهمسانی واریانس جملات اخلال	۷۵/۷۳	۰/۶۱

×اعداد داخل پرانتز بیانگر آماره **t** می‌باشند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

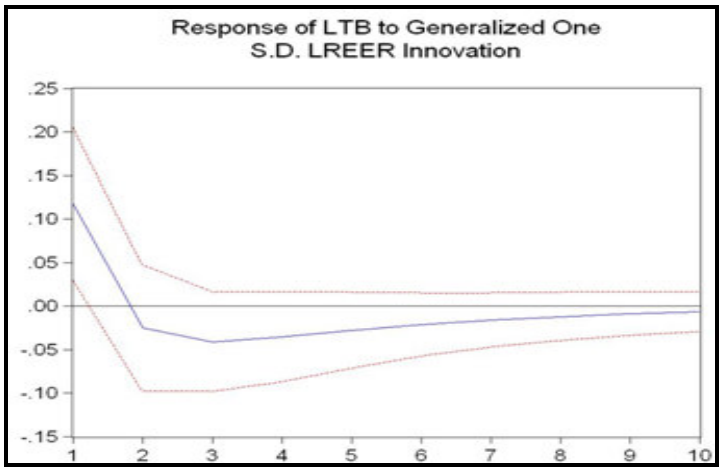
همان طور که نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد بر طبق آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه، یک بردار هم‌انباشتگی و بر اساس آماره آزمون اثر، دو بردار هم‌انباشتگی در سطح معنی‌داری ۵ درصد مورد تأیید

1. Trace Matrix
2. Maximum Eigen Value

قرار می‌گیرد. از آنجا که آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه دارای فرضیه مقابل دقیق‌تر و قوی‌تری است، لذا در تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی به نتایج این آماره آزمون استناد می‌شود. علاوه بر این آزمون‌های تشخیص مدل[1] نشان می‌دهند که جملات اخلال الگوی خودرگرسیون برداری نرمال بوده و دارای همسانی واریانس می‌باشند و همچنین بین جملات اخلال خودهمبستگی وجود ندارد.

نتایج تخمین رابطه هم‌انباشتگی بین متغیر نرخ مؤثر واقعی ارز و تراز تجاری نشان می‌دهد که در بلندمدت نرخ مؤثر واقعی ارز دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر تراز تجاری ایران بوده به طوری که کشش تراز تجاری نسبت به متغیر نرخ مؤثر واقعی ارز برابر با ۰/۲۳- می‌باشد. به عبارت دیگر با افزایش یک درصدی در نرخ مؤثر واقعی ارز (کاهش ارزش پول داخلی در مقابل متوسط وزنی واحدهای پول خارجی)، کسری تراز تجاری به میزان ۰/۲۳ درصد افزایش پیدا می‌کند. علاوه بر این کشش تراز تجاری نسبت به متغیر تولید ناخالص داخلی داخل برابر با ۲/۲۴- می‌باشد. بنابراین با افزایش یک درصدی در تولید ناخالص داخلی ایران، میزان کسری تراز تجاری به میزان ۲/۲۴ درصد افزایش می‌یابد. متغیر تولید ناخالص داخلی شرکای اصلی تجاری نیز دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر تراز تجاری ایران بوده به طوری که با افزایش یک درصدی تولید ناخالص داخلی شرکای تجاری، تراز تجاری به میزان ۸/۹۵ درصد بهبود می‌یابد.

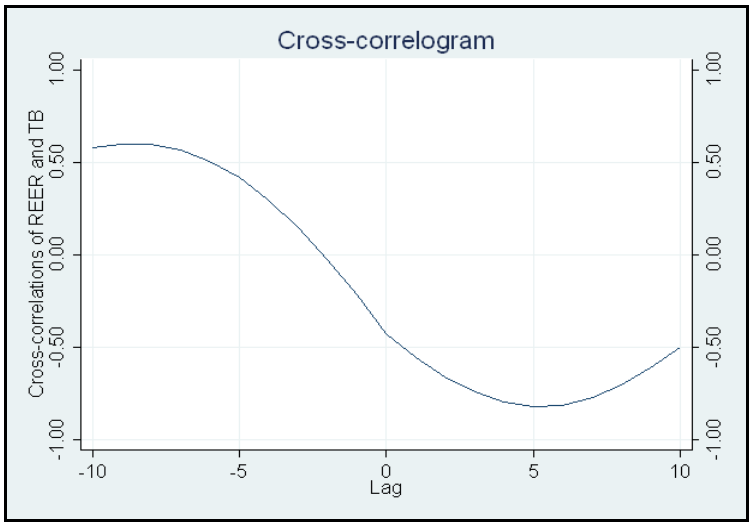
در بخش دیگری از مطالعه، برای استخراج منحنی‌های J و S، از توابع عکس العمل آنی و همبستگی متقاطع بین نرخ مؤثر واقعی ارز و تراز تجاری استفاده شده است که نتایج به ترتیب در نمودارهای (۱) و (۲) ارائه شده است.



نمودار (۱)- عکس‌العمل لگاریتم تراز تجاری نسبت به یک انحراف معیار شوک وارده به لگاریتم نرخ مؤثر واقعی ارز

1. Diagnostic Test

نتایج تابع عکس‌العمل آنی در خصوص واکنش تراز تجاری نسبت به یک انحراف معیار شوک وارده نسبت جملات اختلال نرخ مؤثر واقعی ارز نشان می‌دهد که شوک وارده حالت میرا داشته و به تدریج اثر شوک طی زمان کاهش یافته و از بین می‌رود. به عبار دیگر شوک وارده به نرخ مؤثر واقعی ارز در کوتاه‌مدت منجر به برتر شدن تراز تجاری شده و به تدریج کسری تراز تجاری کاهش یافته و به سمت وضعیت قبل از ایجاد شوک (وضعیت تعادلی) متمایل می‌شود. بنابراین کسری تراز تجاری به تدریج کاهش یافته اما طی زمان به تراز تجاری بهبود پیدا نمی‌کند. از این رو نمی‌توان اثر منحنی J را برای اقتصاد ایران در دوره زمانی مورد بررسی تأیید نمود. علاوه بر رویکرد منحنی J برای تبیین رابطه بین تراز تجاری و نرخ مؤثر واقعی ارز، در ادامه بدون ملاحظات رگرسیونی و با محاسبه ضریب همبستگی متقابل (متقاطع) بر مبنای فرمول (۸)، بین نرخ مؤثر واقعی ارز و تراز تجاری ایران به بررسی منحنی S پرداخته شده است. در نمودار شماره (۲) تابع همبستگی متقابل بین نرخ مؤثر واقعی ارز و تراز تجاری رسم شده است که در آن در محور عمودی مقادیر همبستگی (بین یک و منفی یک) و بر روی محور افقی مقادیر وقفه‌های آتی و گذشته[1] رسم شده است.



نمودار (۲)- نمودار همبستگی متقابل (متقاطع) میان نرخ مؤثر واقعی ارز و تراز تجاری

نمودار شماره (۲) نشان می‌دهد که منحنی S برای اقتصاد ایران در دوره زمانی مورد مطالعه قابل تأیید نبوده و همبستگی میان مقادیر فعلی نرخ ارز و مقادیر تأخیری تراز تجاری منفی می‌باشد به عبارت دیگر افزایش در مقادیر فعلی نرخ مؤثر ارز واقعی منجر به بهبود تراز تجاری در آینده نگردیده و به کسری تراز تجاری می‌انجامد.

1. Leads and Lags

نتیجه‌گیری

هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر تنزل ارزش پول داخلی (افزایش نرخ مؤثر واقعی ارز) بر تراز تجاری ایران در سال‌های (۱۳۸۶-۱۳۵۵) می‌باشد. برای این منظور از روش هم‌انباشتگی جوهانسن - جوسیلیوس برای تبیین رابطه بلندمدت بین نرخ مؤثر واقعی ارز و تراز تجاری ایران استفاده شده است. نتایج حاصل از تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، دلالت بر وجود یک بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای درونزای مدل بوده و متغیر لگاریتم نرخ مؤثر واقعی ارز دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر تراز تجاری ایران بوده است. به عبارت دیگر با افزایش یک درصد در نرخ مؤثر واقعی ارز، کسری تراز تجاری به میزان ۰/۲۳ افزایش می‌یابد. همچنین متغیرهای تولید ناخالص داخلی ایران و تولید ناخالص داخلی شرکای اصلی تجاری ایران دارای تأثیرگذاری منفی و مثبت و معنی‌دار بر تراز تجاری ایران بوده‌اند. نکته قابل توجه در تخمین رابطه هم‌انباشتگی کشش بیشتر تراز تجاری ایران نسبت به درآمدهای شرکای تجاری اصلی می‌باشد به طوری که با افزایش یک درصدی در تولید ناخالص داخلی شرکای تجاری ایران، تراز تجاری به میزان ۸/۹۵ درصد بهبود می‌یابد. در ادامه برای بررسی منحنی J و S از توابع عکس العمل آنی و نمودار همبستگی متقابل بین متغیرهای نرخ مؤثر واقعی ارز و تراز تجاری ایران استفاده شده است. نتایج حاصل از رسم توابع عکس‌العمل آنی بیانگر این است که شوک وارده به نرخ مؤثر واقعی ارز دارای تأثیر مثبت بر تراز تجاری ایران نبوده و در دوره مورد مطالعه، به‌رغم کاهش کسری تراز تجاری، تراز بازرگانی بهبود پیدا نمی‌کند. به بیان دیگر شوک وارده به نرخ مؤثر واقعی ارز حالت میرا شده و به تدریج طی زمان محو می‌شود. لذا کاهش یا تنزل ارزش پول داخلی منجر به بهبود تراز تجاری ایران در کوتاه مدت و بلندمدت نمی‌شود. محاسبه ضریب همبستگی متقابل بین نرخ مؤثر واقعی ارز و تراز تجاری ایران نشان می‌دهد که افزایش در مقادیر فعلی نرخ مؤثر ارز واقعی منجر به بهبود تراز تجاری در آینده نگریده و به کسری تراز تجاری می‌انجامد. لذا هر دو منحنی J و S که در ادبیات نوین اقتصاد بین‌الملل برای تبیین رابطه بین تغییرات نرخ واقعی ارز و تراز تجاری مورد استفاده قرار می‌گیرند، بیانگر عدم بهبود تراز تجاری نسبت به کاهش ارزش پول داخلی (تنزل ارزش پول داخل) می‌باشند. نتایج به دست آمده در این مطالعه با مطالعات بهمنی اسکویی (۱۹۸۵) و مطالعات داخلی شقاقی شهری (۱۳۸۴) و دژپسند و گودرزی (۱۳۸۸) همسو و سازگار می‌باشد. با توجه به نتایج حاصل از این مطالعه می‌توان بیان کرد که تنزل ارزش پول داخلی در مقابل سایر ارزهای معتبر نه تنها نمی‌تواند تراز تجاری را بهبود بخشد، بلکه منجر به بدتر شدن تراز تجاری می‌شود. زیرا اگر شرط مارشال لرنر برقرار نباشد، نمی‌توان انتظار داشت که افزایش نرخ مؤثر واقعی ارز

(تنزل ارزش پول داخلی) به افزایش حجم صادرات و کاهش واردات و در نتیجه بهبود تراز تجاری منجر شود. بنابراین بر طبق این شرط (مارشال لرنر) تحت این شرایط اثر قیمتی بر اثر مقداری غلبه نموده و تراز تجاری با کسری مواجه می‌شود. علاوه بر این افزایش سطح تولید و درآمدهای شرکای تجاری می‌تواند نقش قابل ملاحظه‌ای در بهبود تراز تجاری ایران داشته باشد. لذا با توجه به نتایج حاصل از این مطالعه می‌توان نتیجه گرفت که سیاست افزایش نرخ مؤثر واقعی ارز در ایران نمی‌تواند یک سیاست موفق برای بهبود تراز تجاری قلمداد شود. لذا مهم‌ترین توصیه سیاستی این مطالعه آن است که سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی از طریق اعمال سیاست‌های دیگری نظیر گسترش صادرات و کاهش واردات به بهبود تراز تجاری کشور کمک نمایند. همچنین افزایش سطح درآمد و تولیدات شرکای اصلی تجاری ایران می‌تواند زمینه را برای افزایش صادرات کشور به این کشورها فراهم نموده و از این طریق به کاهش کسری تراز تجاری ایران کمک نماید.

منابع

الف- فارسی

۱. بانک مرکزی، **بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی**، www.tsd.cbi.ir

۲. برومند جزی، شهزاد؛ کهرام، آزادمهر؛ «**اثر کسری بودجه و نرخ ارز بر کسری حساب جاری تراز پرداخت‌های خارجی ایران**»، پژوهش‌نامه اقتصادی، ۱۳۸۴؛ شماره ۲.

۳. شقاقی شهری، وحید؛ «**بررسی متغیرهای کلان اقتصادی مؤثر بر کسری حساب جاری ایران**»، جستارهای اقتصادی بهار و تابستان ۱۳۸۴؛ شماره ۳.

٤. نجارزاده، رضا و دیگران (۱۳۸۸) «**تأثیر رابطه مبادله و نرخ ارز واقعی بر کسری بخش تجارت خارجی اقتصاد ایران**»، فصل‌نامهٔ پژوهش‌های اقتصادی، ۱۳۸۸، شماره ۲.

٥. نوفرستی، محمد؛ «**ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی**»، تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، ۱۳۷۸.

ب- لاتین

6. Ahmed, J; Yang, J; "**Estimation of the J-Curve in China**", East-West Center Working Papers, 2004, No. 67.
7. Bahmani Oskooee, M; "**Devaluation and the J-curve: some evidence from LDCs**", The Review of Economics and Statistics, 1985, No. 67.
8. _____; "**Devaluation and the J-curve: some evidence from LDCs**", The Review of Economics and Statistics, 1985, No. 67.
9. _____; "**Nominal and real effective exchange rates of Middle Eastern countries and their trade performance**", Applied Economics, 2001, No. 33.
10. Bahmani oskooee, M; Abera, G; Ratha, A; "**S-curve Dynamics of Trade in Africa**", African Development Review, 2008, No. 2.
11. Bahmani Oskooee, M; Alse, J; "**Short-run versus longrun effects of devaluation:error correction modeling and cointegration**", Eastern Economic Journal, 1994, No. 4.

12. Bahmani oskooee, M; Ratha, A; "**The J Curve: a Literature Review**", Applied Economics, 2004, No. 36.
13. _____ ; "**Bilateral S-curve between Japan and her trading partners**", Japan and the World Economy, 2007, No. 19.
14. _____ ; "**S-Curve dynamics of trade between U.S. and China**", China Economic Review, 2010, No. 21.
15. Brissimis, S. N.; Leventakis, J. A; "**The effectiveness of devaluation: a general equilibrium assessment with reference to Greece**", Journal of Policy Modelling, 1989, No. 2.
16. Enders, W; "**Applied Econometric Time Series**", University of Alabama, 2004.
17. Gomes, F.A.R; Paz, S; "**Can real exchange rate devaluation improve the trade balance? The 1990-1998 Brazilian case**", Applied Economics Letters, 2005, No. 12.
18. Hacker, R. S; Hatemi-J, A; "**Is the J-curve effect observable for small North European economies?**", Open Economies Review, 2003, No. 14.
19. Hacker, S; Kim, H; "**How Does a Depreciation in the Exchange Rate Affect Trade over Time**", Jankoping International Business School, 2010, No. 2.
20. **International Financial Statistics**, CD-ROM, (IFS), www.imf.org.
21. Johansen, S; Juselius, K; "**Maximum Likelihood Estimated and Inference of Co- integration with Application to the Demand for Money**", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1990, No. 52.
22. Kalyoncu Huseyin, et al; "**Devaluation and trade balance in Latin American countries**", Zb. rad. Ekon. fak. Rij, 2009, No. 27.
23. Miles, M. A; "**The effects of devaluation on the trade balance and the balance of payments: some new results**", Journal of Political Economy, 1979, No. 3.
24. Narayan, P.K; "**New Zealand's trade balance: evidence of the J-curve and granger causality**", Applied Economics Letters, 2004, No. 11.
25. Rose, A. K; Yellen, J. L; "**Is There a J-curve?**", Journal of Monetary Economics, 1989, No. 24.
26. _____ ; "**Is There a J-curve?**", Journal of Monetary Economics, 1989, No. 24.
27. Sundararajan, S; Bhole, L. M; "**Testing the effects of devaluation on the balance of payments in India**", Indian Journal of Quantitative Economics, 1988, No. 2.
28. **World Development Indicators (2010),**www.worldbank.org
29. Yiheyis, Z; "**The Effects of Devaluation on Aggregate Output: Empirical Evidence from Africa**", International Review of Applied Economics, 2006, No. 1.
30. Zhang, Z.Y; Sato, K; "**How Effective Is the Renminbi Devaluation O China's Trade Balance**", 18th World IMACS / MODSIM Congress, Cairns, Australia, 2009, No. 5.

اندازه‌گیری و تحلیل تأثیر سرمایه‌گذاری تحقیق و توسعه (R&D) بین‌المللی کشاورزی بر بهره‌وری کل عوامل تولید کشاورزی در ایران

اکبر کمیجانی[1]
استاد اقتصاد دانشگاه تهران
علی باقرزاده[2]
استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوی

تاریخ دریافت: ۸۹/۰۹/۲۵
تاریخ تأیید: ۹۰/۰۴/۱۵

چکیده

امروزه یکی از مهم‌ترین شاخص‌های لازم برای تصمیم‌گیری به منظور سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه (R&D) کشاورزی بین‌المللی مفهوم نرخ بازگشت سرمایه‌گذاری در آن است. به‌رغم اهمیت تحقیق و توسعه کشاورزی در انباشت دانش و ایجاد نوآوری در محصولات بخش کشاورزی در پژوهش حاضر با استفاده از رهیافت آلمون و با جمع‌آوری داده‌های پژوهش از طریق سایت‌ها و منابع آماری داخلی و خارجی نظیر جهاد کشاورزی، بانک مرکزی و سازمان فائو برای بازه زمانی (۱۳۸۷-۱۳۵۸)، به بررسی تأثیر تحقیق و توسعه کشاورزی بین‌المللی بر بهره‌وری کل عوامل تولید کشاورزی در ایران پرداخته شد.

نتایج مطالعه نشان داد که اثر تحقیق و توسعه شرکای تجاری (بین‌المللی) در بهره‌وری کشاورزی مثبت و معنی‌دار بوده و بعد از گذشت چهار سال از سرمایه‌گذاری در آن، اثر خود را نمایان می‌کند و این اثر تا سه سال در بخش کشاورزی ادامه می‌یابد. بر اساس یافته‌های این تحقیق، میزان کشش بلندمدت تحقیقات کشاورزی بین‌المللی (شرکای تجاری) بر بهره‌وری کل این بخش در ایران ۰/۱۸ برآورد شده است. همچنین با استفاده از روش‌شناسی محاسبه **IRR**، میانگین نرخ بازگشت سرمایه‌گذاری تحقیق و توسعه کشاورزی بین‌المللی در طی دوره مورد مطالعه ۳۸ درصد برای بخش کشاورزی کشور برآورد شد که در مقام مقایسه با میانگین آن برای کشورهای در حال توسعه یعنی رقم ۵۲ درصد کمیت پایینی است. در نهایت می‌توان گفت علت پایین بودن نرخ بازگشت سرمایه تحقیقاتی شرکای تجاری در ایران برای بخش کشاورزی از یک طرف کم توجهی در انتخاب شرکای تجاری مناسب از نظر سرریز دانش کشاورزی و از طرف دیگر ارتباطات کم بخش کشاورزی کشور با مراکز تحقیقات کشاورزی معتبر جهانی است.

واژگان کلیدی: تحقیق و توسعه کشاورزی بین‌المللی، بهره‌وری کل عوامل تولید، وقفه دو جمله‌ای آلمون، نرخ بازگشت سرمایه‌گذاری در تحقیقات کشاورزی شرکای تجاری (**IRR**)
طبقه‌بندی موضوعی: **O44, J21, Q18**

---

1. Email: komijani@ut.ac.ir
2. Email: bagherzadeh_eco58@ yahoo.com

مقدمه

مطالعات اقتصاددانان بیانگر آن است که رشد درآمد سرانه را نمی‌توان به تنهایی مربوط به افزایش نیروی کار و موجودی سرمایه شاغل و به کار رفته در این بخش تلقی کرد (صلاحی، ۱۳۸۶: ۷۸). اجماع کلی در این نکته وجود دارد که بخش مهمی از رشد مشاهده شده نتیجه مسلم پیشرفت‌های فنی در جهان است، به طوری که اکنون برخورداری از منابع اولیه رایگان و نیروی کار ارزان رفته رفته اهمیت خود را به عنوان مزیت نسبی در تولید و تجارت از دست داده است. بنابراین تمام کشورها تلاش می‌کنند تا با روش‌های تولید از طریق گسترش قابل ملاحظه فعالیت‌های تحقیق و توسعه داخلی و جذب تحقیقات خارجی به تدریج ظرفیت‌های اقتصادی خود را به تولید محصولات متنوع‌تر اختصاص دهند. امروزه تحقیقات در قلب فعالیت‌های علمی جهان جای دارد، به طوری که برخی از کشورهای توسعه‌یافته و حتی در حال توسعه سهم قابل توجهی از درآمد و نیروی کار خود را از طریق مؤسسات غیرانتفاعی و واحدهای تولیدی، به فعالیت‌های تحقیقات پایه و کاربردی اختصاص می‌دهند. پس آموزش و تربیت نیروی کار و سازماندهی تحقیقات در راستای تحقق بخشیدن به رشد و توسعه اقتصادی امری موجه و ضروری به نظر می‌رسد. هزینه‌های تحقیق و توسعه محصول خود را در شکل تکنولوژی، ابداع و تغییرات فنی وارد تابع تولید می‌نماید. وارد شدن این متغیر در تابع تولید و مدل‌های رشد اقتصادی، ضمن اینکه در ساختارهای اقتصادی، اجتماعی و فنی جامعه اثر می‌گذارد و آن‌ها را متحول می‌سازد، در بهره‌وری نهاده‌های تولید نیز مؤثر است و مسلماً موفقیت هر کشور برای کسب تکنولوژی برتر در بخش کشاورزی در گرو جذب R&D داخلی و خارجی و نیروی انسانی متخصص است. لذا مسئله بررسی چگونگی سرمایه‌گذاری مطلوب در تحقیقات کشاورزی با هدف بالا بردن سطح بهره‌وری امری ضروری خواهد بود. چرا که گسترش تحقیقات و ورود تکنولوژی‌های جدید می‌تواند در ارتقاء سطوح تولیدی بخش کشاورزی کاملاً مؤثر باشد. در این راستا و بر اساس نظریه‌های تولید، رشد تولید از دو طریق ممکن می‌شود. اول، افزایش بکارگیری عوامل تولیدی و دوم، افزایش استفاده از فن‌آوری‌های پیشرفته، کارآمدتر و بهره‌گیری از عوامل تولید مؤثرتر. در ایران و در اغلب جوامع در حال توسعه مسئله کمبود آب و دیگر نهاده ها، افزایش تولید به روش اول را در دراز مدت محدود می‌سازد، لذا توجه به روش دوم یعنی بالا بردن بهره‌وری عوامل تولید ضرورتی اجتناب‌ناپذیر برای افزایش عرضه محصولات کشاورزی است. به همین خاطر است که در برنامه پنج ساله چهارم توسعه اقتصادی - اجتماعی (۱۳۸۸-۱۳۸۴) تکالیف مهمی برای ارتقاء بهره‌وری در سطح کل اقتصاد و بخش‌های اقتصادی از جمله بخش کشاورزی تعیین شده است. در این برنامه میانگین رشد ارزش

افزوده بخش کشاورزی سالانه برابر ۶/۵ درصد در نظر گرفته شده است که ۴/۳ درصد آن از طریق افزایش سرمایه‌گذاری جدید (استفاده بیشتر از نهاده‌های سرمایه و نیروی کار) و ۲/۲ درصد از طریق رشد TFP بایستی حاصل شود و این رشد ممکن نمی‌شود مگر با بکارگیری تکنولوژی‌های جدید و این تکنولوژی‌ها چیزی جز تبدیل دانش به شکل فن‌آوری‌های نوین نیست. دانش کشاورزی ابتدا بایستی به شکل تحقیق و توسعه درآمده و سپس در قالب فن‌آوری در تابع تولید جریان یابد تا از این طریق بهره‌وری، رشد نماید. لذا بخش کشاورزی محتاج تحقیقات پایه‌ای و کاربردی می‌باشد تا از ورای آن رشد TFP حادث شود. بدیهی است که این سرمایه‌گذاری‌ها بایستی همراه با چارچوب‌های علمی مشخص صورت پذیرد به طوری که دارای بازدهی معین و مشخص باشد.

از آنجا که سرمایه‌گذاری تحقیقات کشاورزی در ایران دارای روند کند و با صرف هزینه‌های اندک آن هم از ناحیه دولت همراه است، لذا دانش کشاورزی می‌تواند در قالب تحقیقات کشاورزی شرکای تجاری وارد کشور شود.

از نظر تئوری‌های تجارت و رشد اقتصادی، سطوح بهره‌وری کشورها به سه دلیل با هم مرتبط می‌شود.

۱- تقلید تکنولوژی خارجی و تطبیق آن‌ها با شرایط داخلی کشورها؛

۲- یادگیری دو جانبه الگوهای تولید بخش کشاورزی؛

۳- بکارگیری دامنه وسیعی از محصولات واسطه‌ای در بین کشورها.

بنابراین درکل با تجارت کالاهای کشاورزی شاهد نتایج زیر هستیم:

۱- دسترسی به تولیدات کشاورزی خارجی که تجسم دانش خارجی می‌باشد و برای ما مفید خواهد بود.

۲- تجارت سبب دسترسی به اطلاعات مفید می‌شود که کسب آن‌ها برای ما هزینه‌بر است.

لذا برای تبیین تأثیر سرمایه‌گذاری تحقیقات کشاورزی بین‌المللی بر بهره‌وری و تولیدات کشاورزی، از مفهومی به نام نرخ بازگشت سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه کشاورزی (IRR) که اولین بار توسط بوتملی[1] (۱۹۹۰) ارائه گردید و بعداً توسط روزگرانت و اقبال[2] (۲۰۰۵) گسترش یافت، استفاده می‌کنیم. مطابق دیدگاه آن‌ها برای اندازه‌گیری میزان بازگشت سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه کشاورزی از حاصل ضرب کشش تحقیق و توسعه در بهره‌وری متوسط استفاده می‌شود. این واژه به ما می‌گوید که هر یک دلار سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه کشاورزی دارای چقدر عایدی و یا برگشت بر روی ارزش محصولات بخش کشاورزی است. به طوری که بازگشت (بازده) سالانه سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه کشاورزی بین‌المللی یکی از مهم‌ترین شاخص‌های لازم برای تصمیم‌گیری در مورد انتخاب شرکای تجاری کشاورزی است.

1. Bottomley (1990)
2. Iqbal & Rosegrant (2005)

به دلیل اهمیت تحقیق و توسعه در بخش کشاورزی و بازگشت سرمایه‌گذاری در آن، مطالعات متعددی توسط اقتصاددانان کشاورزی بر روی این موضوع انجام شده است که در این بخش مختصراً به آن‌ها اشاره می‌کنیم.

گوتیرز[1] (۲۰۰۵)، در یک مقاله به بررسی ارتباط دراز مدت بین بهره‌وری کل عوامل تولید و موجودی سرمایه تحقیق و توسعه داخلی و خارجی با استفاده از روش همگرایی برای بخش کشاورزی ۴۷ کشور در دوره زمانی (۱۹۹۵-۱۹۷۰) پرداختند، نتایج پژوهش نشان داد که بهره‌وری بخش کشاورزی به طور مثبت و معنی‌دار تحت تأثیر موجودی سرمایه R&D داخلی و خارجی هر کشور است، اما میزان این تأثیر بسته به نوع منطقه جغرافیایی متفاوت است.

اقبال[2] (۲۰۰۷)، در یک مطالعه به بررسی تأثیر تحقیقات کشاورزی خارجی بر بهره‌وری کشاورزی پاکستان پرداختند. وی از اطلاعات سی ساله اقتصاد پاکستان و کشورهای شریک تجاری به صورت سری زمانی استفاده کرده و مدل با وقفه آلمون را برای کار تحقیقاتی خویش انتخاب نمود. بر اساس مطالعات اقبال نشان داده شد که در طول سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۳ بهره‌وری کل عوامل تولید کشاورزی پاکستان ۰/۹ درصد به طور میانگین رشد داشته است. شاخص مورد استفاده در مطالعه فوق شاخص ترنکویست - تایل است. بر این اساس اندازه تحقیق و توسعه شرکای تجاری به شکل دولتی در طی زمان روند رو به رشدی را طی کرده است. تحقیق و توسعه بین‌المللی در پاکستان بر روی بخش کشاورزی به علت کاربردی بودن آن دارای وقفه زمانی چهار ساله است. وی اندازه نرخ بازگشت سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه کشاورزی شرکای تجاری را ۴۸ درصد برآورد کرد.

در یک مطالعه دیگر شوجات و همکاران[3] (۲۰۰۶)، به بررسی نرخ بازگشت سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه بین‌المللی کشاورزی هندوستان پرداختند، روش محاسباتی آن‌ها مبتنی بر استفاده از محاسبه شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید بوده است. به طوری که برای یک دوره ۲۷ ساله نرخ بازگشت سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه کشاورزی خارجی را ۴۳ درصد محاسبه کردند.

اما در ایران مطالعه‌ای برای بررسی انباشت تحقیق و توسعه کشاورزی خارجی و ارتباط آن با بهره‌وری و نرخ بازگشت سرمایه‌گذاری به طور کامل وجود ندارد. ولیکن تنها مطالعه‌ای که به نظر جالب و مهم می‌رسد، مطالعه ترکمانی و شکوهی (۱۳۸۴) است. در این تحقیق به بررسی تأثیر انواع سرمایه‌گذاری‌ها و اشتغال در بخش کشاورزی بر ارزش افزوده این بخش پرداخته می‌شود. ویژگی بارز این اثر این است که به تفکیک انواع سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی می‌پردازد. در این

1. Gutierrez, L (2005)
2. Mohammad & Iqbal (2007)
3. Shujat (2006)

تحقیق با استفاده از روش ARDL به برآورد رابطه بلندمدت متغیرها پرداخته شد که نتایج مهمی از آن استخراج شده است. اولین نتیجه این تحقیق رابطه مثبت و معنی‌دار مابین سرمایه‌گذاری در تحقیقات کشاورزی و ارزش افزوده کشاورزی است. اندازه ضریب به دست آمده ۰/۰۵ است. اثر این متغیر (تحقیق و توسعه) بر ارزش افزوده در تابع کاب - داگلاس مورد استفاده کمتر از سایر متغیرها (سرمایه‌گذاری تجهیزی و غیرتجهیزی) می‌باشد، چرا که بعد از مدتی به علت بکارگیری فن‌آوری‌ها و نوآوری‌ها جدید اثرگذاری تحقیقات بر تولید کاهش می‌یابد. دومین نتیجهٔ مطالعه این است که از آنجا که فعالیت‌های کشاورزی در ایران دیر بازده است، لازم است این شق از سرمایه‌گذاری‌ها توسط دولت انجام گیرد و یا حداقل توسط دولت کنترل و نظارت شود.

در هر حال هدف از این تحقیق شناسایی عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید کشاورزی و به ویژه نقش تحقیق و توسعه بین‌المللی در بهره‌وری کشاورزی است. علاوه بر آن در این مطالعه به استخراج نرخ بازگشت سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه بین‌المللی پرداخته می‌شود.

۱- روش‌شناسی پژوهش

امروزه برای تحلیل و اندازه‌گیری نرخ بازگشت سرمایه‌گذاری در تحقیقات کشاورزی از روش‌شناسی و متدولوژی مشترک آلستون و اونسون[1] (۲۰۰۷)، استفاده می‌شود که بر مبنای تداوم کار بوتملی و سایر اقتصاددانان کشاورزی طرح‌ریزی شده است. برای این منظور بایستی از مفهوم بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی استفاده کرد و یک ارتباط منطقی و علی بین بهره‌وری کشاورزی و تحقیق و توسعه در آن پیدا کرد. در این صورت می‌توان به محاسبه نرخ بازگشت سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه کشاورزی پرداخت. لذا ابتدا بایستی رابطه نظری بین تحقیق و توسعه کشاورزی با بهره‌وری عوامل تولید تحلیل و سپس به شیوه محاسبه نرخ بازگشت سرمایه‌گذاری در تحقیقات کشاورزی با استفاده از آن پرداخته شود.

در ادبیات رشد اقتصادی و در قالب مدل‌های رشد درونزا برخلاف مدل‌های نئوکلاسیکی به نقش عوامل درونزا مثل انباشت سرمایه انسانی و فعالیت‌های R&D به عنوان موتور اصلی رشد اقتصادی اهمیت زیادی داده شده است. بر اساس مطالعات گرلیچیز و مقدم[2] در سال ۱۹۹۵ نشان داده می‌شود که انباشت سرمایه تحقیق و توسعه داخلی مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده بهره‌وری کل عوامل تولید یک اقتصاد است. کو و هلپمن[3] (۱۹۹۷) نیز بیان می‌کنند که رشد اقتصادی تابع استفاده از منابع، نرخ رشد جمعیت، نرخ پس‌انداز، انباشت سرمایه (R&D) داخلی و خارجی

1. Alston & Evenson (2007)
2. Griliches & Mogadam (1995)
3. Coe & Helpman (1997)

می‌باشد، تئوری رشد نئوکلاسیکی پیشرفت تکنولوژیکی را به صورت یک فرایند برونزا در نظر گرفته و بر روی انباشت سرمایه فیزیکی به عنوان منبع اصلی تولید تمرکز می‌کند، اما رشد مبتنی بر پژوهش و توسعه با وجود یک بخش تجارت خارجی، مسیر جدیدی از مدل‌های رشد را فراهم می‌آورد که جهت‌گیری آن‌ها بر فعالیت‌های ابداع و نوآوری است، با این نگرش که ابداعات تابع $R \& D$ انباشته شده و ذخیره دانش می‌باشد، در نتیجه نظریه رشد جدید بیان می‌کند که بهره‌وری کل عوامل تولید یک اقتصاد به فعالیت‌های ($R \& D$) انباشته شده و ذخیره دانش بستگی دارد. بنابراین هرگاه مدل زیر را با فرض یک تابع کاب - داگلاس در بخش کشاورزی داشته باشیم، می‌توان تابع تولید بخش کشاورزی را چنین نوشت (Gutierrez, 2005: 29).

$$Y = AK^{\alpha}L^{\beta}\sum(\tilde{Xj})^{1-\alpha-\beta} \quad \alpha,\beta>0 \ \& \ \alpha+\beta>0 \qquad (۱)$$

که در رابطه شماره (۱) داریم:

$$\tilde{Xj} = \sum \lambda^{k} X_{jK} \qquad (۲)$$

در رابطه (۲)، Xj مقدار J امین نهادهٔ واسطه‌ای مورد استفاده در فرایند تولید است. λ نیز یک ضریب است که به عنوان تعدیل‌گر کیفیت کالای واسطه‌ای به کار می‌رود، مقدار $\lambda > 1$ است، یعنی داریم:

$$K = 0,1,2,...,kj \ \Rightarrow \ \lambda^{0},\lambda^{1},\lambda^{2},... \ ...,\lambda^{kj} \qquad (۳)$$

در اینجا Kj نمایشگر بالاترین کیفیت در بخش j است. افزایش Kj در نتیجه افزایش $R \& D$ است. Kj نماینده درجه کیفیت کالای واسطه‌ای است که افزایش $R \& D$ سبب افزایش آن می‌شود. در این مدل نیز قیمت انحصاری برای $Kjkj$ برابر است با:

$$P_{jkj} = \left[\frac{1}{1-\alpha-\beta}\right] \qquad (۴)$$

و مقدار Kj نیز برابر است با:

$$X_{jkj} = \sqrt[\alpha+\beta]{\left[(1-\alpha-\beta)^{2} A\, K^{\alpha}L^{\beta}\lambda^{kj(1-\alpha-\beta)}\right.} \qquad (۵)$$

با جایگذاری این رابطه در تابع تولید کشاورزی ما نهایتاً به تابع زیر می‌رسیم:

$$Y = F\ K^{a}L^{b}$$

می‌رسیم که در آن F به شکل زیر است:

$$F = \sqrt[\alpha+\beta]{\left[A(1-\alpha-\beta)^{2(1-\alpha-\beta)}\right.}.In \qquad (۶)$$

در رابطه بالا In کیفیت و نوآوری در تولید نهاده‌های واسطه‌ای است و مقدار آن برابر است با:

$$In = \sum \lambda^{\frac{kj(1-\alpha-\beta)}{\alpha+\beta}} \qquad (۷)$$

از طرف دیگر می‌دانیم که نوآوری و کیفیت در نهاده‌ها تحت تأثیر تحقیقات کشاورزی است یعنی داریم:

$$In(t) = \theta \int_0^t R\,\&\,D(t)dt \qquad (۸)$$

در رابطه شماره (۸)، ضریب ارتباط می‌باشد که عددی بین صفر و یک است. اکنون که رابطه بین بهره‌وری و تحقیقات کشاورزی شناسایی شد، می‌توان بر اساس مطالعات کو و هلپمن[1] (۱۹۹۶)، تککز[2] (۲۰۰۴) رابطه ضمنی زیر را برای تحلیل ارتباط بین بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی و تحقیق و توسعه کشاورزی مورد استفاده قرار داد.

$$TFP = F(R\,\&\,D_F) \qquad (۹)$$

اکنون بعد از بررسی ارتباط بین بهره‌وری کشاورزی و تحقیق و توسعه در آن به تحلیل و محاسبه میزان نرخ بازگشت سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه کشاورزی بین‌المللی می‌پردازیم.

واژه نرخ بازده سرمایه‌گذاری در تحقیقات کشاورزی (IRR)[3] در ادبیات نظری ابتدا توسط بوتملی[4] (۱۹۹۰)، فرناندز و شاموی[5] (۱۹۹۷)، اونسون و روزگرانت[6] (۲۰۰۰)، اقبال و شوجات (۲۰۰۵) به کار برده شد و سپس توسط آلستون و اونسون (۲۰۰۷)، گسترش داده شد. این اصطلاح نشان می‌دهد که هر یک ریال سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه کشاورزی چقدر عایدی و برگشتی دارد و چقدر ارزش افزوده کشاورزی را متأثر می‌سازد. طبیعی است که هر قدر بازدهی سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه کشاورزی بالا باشد میزان تمایل به استفاده از این سرمایه‌گذاری‌ها نیز افزایش می‌یابد.

مطابق دیدگاه نظری آلستون (۲۰۰۷)، برای تحلیل و اندازه‌گیری میزان بازگشت سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه کشاورزی از حاصل ضرب کشش تحقیق و توسعه در بهره‌وری متوسط استفاده می‌کنیم، بدین جهت ابتدا بهره‌وری متوسط از تقسیم مقادیر بهره‌وری کل هر سال بر رقم سرمایه‌گذاری $R\,\&\,D$ کشاورزی در سال‌های مورد مطالعه را محاسبه می‌کنیم.

سپس از رابطه (۱۰)، اندازه تولید نهایی مخارج $R\,\&\,D$ کشاورزی (بهره‌وری نهایی مخارج تحقیقات کشاورزی) به شکل زیر استخراج می‌کنیم. در این رابطه، γ همان کشش بهره‌وری کل عوامل تولید نسبت به تحقیق و توسعه کشاورزی است.

1. Coe & Helpman (1996)
2. Tokoz (2004)
3. Internal Rate of Return (MIRR)
4. Bottomley (1990)
5. Fernandez & Shumway (1997)
6. Evenson & Rosegrant (2000)

$$MTFP = \gamma \frac{TFP_t}{R\&D_{t-T}} \qquad (۱۰)$$

با ضرب طرفین رابطه (۱۰) در عبارت $\frac{\partial Y_t}{\partial TFP_t}$ (y ارزش افزوده بخش کشاورزی است)، VMP یا همان ارزش تولید نهایی بخش کشاورزی به ازای تغییرات در مخارج تحقیق و توسعه به دست می‌آید.

$$VMP_{t,t-T} = \frac{TFP_t}{R\&D_{t-T}} . \frac{\partial Y_t}{\partial TFP_t} . \gamma \qquad (۱۱)$$

رابطه فوق تأثیر مخارج $R\&D$ کشاورزی در دوره $t-T$ را بر ارزش تولید کشاورزی برای دوره t اندازه‌گیری می‌کند. این رابطه به ما می‌گوید که هریک ریال سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه کشاورزی دارای چقدر عایدی و یا برگشت بر روی ارزش محصولات بخش کشاورزی است، به تعبیر دیگر این موضوع همان نرخ بازگشت سرمایه $R\&D$ کشاورزی است.

اما نرخ بازده داخلی (r) برای مخارج اضافی $R\&D$ کشاورزی در دوره $t-T$ نرخ تنزیلی است که برابری زیر را ایجاد می‌کند.

$$\Delta R\&D_{t-T} = \sum_{i=0}^{m} \frac{\Delta Y_{t-T+i}}{(1+r)^i} \qquad (۱۲)$$

حال اگرطرفین رابطه بالا را در $\Delta R\&D$ تقسیم کنیم، به رابطه (۱۳) می‌رسیم.

$$\frac{\Delta R\&D}{\Delta R\&D} = \sum_{i=0}^{m} \frac{\frac{\Delta yt}{\Delta R\&D_t}}{(1+r)^i} \qquad (۱۳)$$

$$1 = \sum_{i=0}^{m} \frac{VMP_{t-T+i,t-T}}{(1+r)^i} \qquad (۱۴)$$

و در نهایت به رابطه اصلی می‌رسیم.

$$\sum_{i=0}^{m} \frac{VMP_{t-T+i}}{(1+r)^i} - 1 = 0 \qquad (۱۵)$$

در حقیقت از رابطه شماره (۱۵)، اندازه نرخ بازگشت سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه کشاورزی بین‌المللی (r) قابل استخراج است. همان طور که گفتیم این رابطه میزان بازگشت سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه کشاورزی شرکای تجاری را تبیین می‌کند و هرچه اندازه آن بالا باشد نشان‌دهندهٔ تمایل بیشتر دولت‌ها و بخش خصوصی برای استفاده از این سرمایه‌گذاری‌ها در گسترش رشد تولید و بهره‌وری کشاورزی است.

۲- بحث و نتایج تجربی پژوهش

بر اساس مدل نظری ارائه شده در بخش ادبیات نظری نشان دادیم که بهره‌وری کل کشاورزی تحت تأثیر مخارج تحقیق و توسعه بین‌المللی قرار دارد. به منظور ارائه ارتباط بین رشد بهره‌وری کل عوامل تولید و تحقیق و توسعه کشاورزی و نیز شناسایی عوامل دیگر مؤثر بر گسترش رشد بهره‌وری در کنار تحقیقات کشاورزی، از تلفیق مدل اقبال - شوجات[1] (۲۰۰۸)، کو و هلپمن (۱۹۹۷) و گوتیرز[2] (۲۰۰۵) با کمی تغییرات استفاده می‌کنیم، لذا رابطه (۱۶) را داریم.

$$Q_t = A\, W_t^s R\&D_{f\,t-i}{}^{\beta} H_t^{\theta} \Pi \quad X_{it}^{ai} \qquad (۱۶)$$

که در آن Q_t محصول کل بخش کشاورزی (ارزش افزوده بخش کشاورزی)، A مقدار ثابت، X_iها نهاده‌هایی نظیر نیروی کار، سرمایه و انرژی بوده و $R\&D_{f\,t-i}$ میزان تحقیق وتوسعه کشاورزی بین‌المللی به شکل باوقفه است. همچنین W_t نمایانگر شاخص آب و هوا، Ht متغیر سرمایه انسانی در این پژوهش است که بر روی TFP کشاورزی می‌تواند تأثیرگذار باشد. در این مدل متغیر W_t به صورت میزان بارندگی در نظر گرفته می‌شود که بر حسب میلیمتر است، حال بر اساس رابطه بهره‌وری کل عوامل تولید از طریق شاخص دیویژیا داریم.

$$TFP = \frac{Q_t}{\Pi_{i=1}^{n} X_{it}^{\alpha i}} = A\, W_t^s R\&D_{f\,t-i}{}^{\beta} H_t^{\theta} \qquad (۱۷)$$

با لگاریتم‌گیری از رابطه (۱۷) می‌توان رابطه (۱۸) را به دست آورد.

$$logTFP = logA + \varepsilon LogWt + \beta LogR\&D_{f\,t-i} + \theta logH_t \qquad (۱۸)$$

در رابطه (۱۸) پارامتر β_i اثر مخارج $R\&D$ داخلی در بخش کشاورزی را به شکل T دورهٔ قبل بر بهره‌وری دورهٔ جاری اندازه‌گیری می‌کند. ازآنجا که مخارج تحقیق و توسعه در این مدل به شکل با وقفه به کار برده شده است، لذا با یک حالت پویا روبرو خواهیم شد.

بر اساس یافته‌های اقیون و آلستون (۲۰۰۶)، تحقیق و توسعه بین‌المللی به شکل همزمان و بلافاصله بر رشد بهره‌وری عوامل تولید اثر نمی‌گذارد. این مسئله در مورد رشد بخش کشاورزی بسیار بارز و آشکار است. $R\&D$ کشاورزی به دلایل گوناگونی به شکل با تأخیر وارد مدل‌های رشد و بهره‌وری می‌شود که مهم‌ترین آن‌ها عبارتند از:

اولاً، مدت زمان زیادی برای کامل شدن طرح‌های تحقیقاتی طول می‌کشد، این مدت برای تحقیقات پایه و توسعه‌ای بیشتر از همه است.

---

1. Iqbal & Shujat (2008)
2. M Gutierrez (2004)

ثانیاً، در صورت کامل شدن طرح تا هنگام اجرای آن مدت زمانی لازم خواهد بود که این مدت برای کشورهای در حال توسعه بیشتر از کشورهای توسعه یافته است.

ثالثاً، از زمان اجرای طرح تا زمان اثرگذاری تحقیقات بر فرایند تولید و بهره‌وری مدت زمانی طول خواهد کشید، این مسئله به دانش و آگاهی عمومی کشاورزان و بهره‌برداران و عوامل اقتصادی - اجتماعی (نظیر دولت‌های کارآمد) دیگر بستگی دارد. از آنجا که در کشورهای در حال توسعه اکثر شاغلان در بخش کشاورزی دارای شیوه‌های سنتی در فرایند تولید بوده‌اند، لذا قبول تحقیق و توسعه و تکنولوژی‌های نوین در اثر سرریز تحقیقات قدری زمان‌بر است.

همه مسائل ارائه شده دلیلی است بر ورود مقوله وقفه در مدل‌های ارتباطی تحقیق و توسعه و رشد اقتصادی، لذا به این ترتیب وارد مدل‌های پویا در تئوری اقتصادی می‌شویم.

برای بیان موضوع پویایی محققی به نام شرلی آلمون[1] دیدگاه تازه‌ای را ارائه کرد که بر اساس روش وی می‌توان ضرایب مدل را به عنوان تابعی از طول وقفه (i) در نظر گرفت.

آلمون معتقد است که اگر مدل با وقفه توزیعی زیر را داشته باشیم.

$$Yt = a + \sum_{i=0}^{k} \beta i X_{t-i} + Ut \qquad (۱۹)$$

بر طبق قضیه ریاضی ویرشتراس[2] β_i ها را به وسیله چند جمله‌ای با درجه مناسب از i (طول وقفه) می‌توان تقریب زد. به طور مثال می‌توان چند جمله‌ای مربوطه را به صورت زیر نوشت.

$$\beta i = a0 + a_1\, i + a_2\, i^2 \qquad (۲۰)$$

رابطه (۲۰) یک چند جمله‌ای درجه دوم از طول وقفه است. این مسئله قابل تعمیم به چند جمله‌ای درجه m نیز می‌باشد. بر اساس تحلیل اونسون، آلستون و پاردی (۲۰۰۴) در بخش کشاورزی درجه چند جمله‌ای آلمون، از نوع فرم درجه دو می‌باشد. این مسئله به خاطر ماهیت سرمایه‌گذاری در $R \& D$ کشاورزی است، به طوری که ابتدا اثر تحقیق و توسعه شرکای تجاری بر رشد و بهره‌وری کشاورزی به علت ناشناخته بودن فن‌آوری‌های جدید و زمان بر بودن تطبیق آن‌ها با شرایط محیطی و بومی کم خواهد بود ولیکن در سال‌های بعدی این اثر به حداکثر خود می‌رسد، اما در نهایت به علت تطبیق فن‌آوری‌ها و نوآوری جدید با شرایط محیط کاهش می‌یابد، چرا که بعد از مدت زمانی تکنولوژی حاصل از تحقیقات جوابگوی نیازهای بخش کشاورزی نبوده و میزان کاربرد آن کاهنده می‌شود که با تحقیقات نو این پروسه به شکل پویا ادامه می‌یابد.

اکنون بر اساس مدل تأخیری تعریف شده از نوع درجه دوم برای ضرایب تحقیقات کشاورزی بین‌المللی (شرکای تجاری)، مدل آلمون را در تابع بهره‌وری وارد می‌کنیم، لذا داریم.

---

1. Almon, S
2. Weierstrass Theory

$$logTFP = logA + \prod_{i=0}^{m}(\alpha 0 + a_1 i + \alpha_2 i^2) logR \,\&\, D_{t-i} + \theta \log H_t + \varepsilon logW_t + u_t$$

و در نهایت بعد از جایگذاری به رابطه (۲۱) می‌رسیم.

$$logTFP = logA + \alpha_0 \prod_{i=0}^{m} \log R \,\&\, D_{t-i} + \alpha_1 \prod_{i=0}^{m} i \log R \,\&\, D_{t-i} + \alpha_2 \prod_{i=0}^{m} i^2 \log R \,\&\, D_{t-i} + \theta \log H_t + \varepsilon logW_t + u_t \quad (۲۱)$$

اکنون با فرض برابری‌های زیر:

$$logz0 = \prod_{i=0}^{m} \log R \,\&\, D_{t-i} \;, logz1 = \prod_{i=0}^{m} i \log R \,\&\, D_{t-i} \;, logz2 = \prod_{i=0}^{m} i^2 \log R \,\&\, D_{t-i}$$

می‌توانیم با جایگذاری آن‌ها در تابع بهره‌وری رابطه زیر را به دست آوریم.

$$logTFP = logA + \alpha_0 \log z + \alpha_1 \log z_1 + \alpha_2 \log z_2 + \theta logH_t + \varepsilon logW_t + u_t \quad (۲۲)$$

در اینجا سه متغیر جایگزین مخارج تحقیق وتوسعه کشاورزی شرکای تجاری مقادیر $\log z$, $\log z_1$ و $\log z_2$ می‌باشند. اکنون می‌توان رابطه (۲۲) را به صورت یک مدل خطی و در قالب روش‌های معمول اقتصادسنجی مورد بررسی و تخمین قرار داد.

برای تخمین مدل ارائه شده اطلاعات مربوط به بهره‌وری کل عوامل تولید کشاورزی از مطالعه و محاسبات کمیجانی و باقرزاده (۱۳۸۹) اخذ می‌شود. سایر داده‌های لازم یعنی متغیرهای سرمایه انسانی و تحقیق و توسعه کشاورزی شرکای تجاری و میزان بارندگی از جهاد کشاورزی، فائو، مؤسسه تحقیقات بین‌المللی غذایی (ASTI) و سازمان هواشناسی کشور اخذ گردیده است.

اکنون برای جلوگیری از شکل‌گیری رگرسیون کاذب بین بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی، تحقیق و توسعه با وقفه و سایر متغیرهای الگو ابتدا ایستایی متغیرها مورد بررسی واقع می‌شود، برای این منظور از آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته (گسترش‌یافته) استفاده می‌کنیم. نتایج به دست آمده از این آزمون در جدول (۱) خلاصه شده است.

همان طور که در جدول (۱) ملاحظه می‌کنیم متغیرهای تحقیق و توسعه داخلی، بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی با یک بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند، به بیان دیگر در واحد سطح متغیرهای اشاره شده ایستا نیستند، ولیکن بقیه متغیرها در واحد سطح مانا می‌باشند. از آنجا که استفاده از تفاضل‌گیری باعث از دست دادن روابط بلندمدت متغیرها می‌شود، لذا هم‌انباشتگی راه‌حل ساده‌ای برای حل این مسئله است.

جدول (۱): خلاصه محاسبات ریشه واحد سری‌ها به کمک نرم افزار (۵) Eviews

نام متغیر	اندازه وقفه	اندازه جبری	آماره ADF	مقادیر مک کینون			وضعیت سری
				٪۱	٪۵	٪۱۰	
ΔLR & Df	۳	عرض از مبدأ	- ۴/ ۶۵	-۳ /۶	-۲/۹	-۲/۶	مانا I(1)
LH	۲	عرض از مبدأ و روند	-۳/۵۸	-۴/۳۰	-۳/۵۷	-۳/۲۱	مانا(0)I
LW	۲	عرض از مبدأ و روند	-۶/۹۵	-۴/۳۰	-۳/۵۷	۳/۲۲	مانا(0)I
$\Delta LTFP$	۲	عرض از مبدأ	-۴/۵۴	-۳/۶۹	-۲/۹۸	-۲/۶۲	مانا(1)I

مأخذ: یافته‌های پژوهش

یک روش سریع و ساده دیگر برای پی بردن به وجود همگرایی (هم‌انباشتگی) و عدم وجود رگرسیون کاذب بین متغیرهای مدل حاضر روش CRDW است. روش انجام آزمون به این صورت است که در اینجا از کمیت آماره دوربین - واتسن مربوط به رگرسیون هم‌جمعی استفاده می‌شود. فرضیه H0 برای این روش به صورت زیر طراحی می‌شود:

$$\begin{cases} H0: d = 0 \\ H1: d > 0 \end{cases} \qquad (۲۳)$$

کمیت بحرانی مربوط به این آزمون توسط سارگان و بارگاوا[1] محاسبه شده است. این مقادیر بحرانی در جدول (۲) گزارش شده است.

جدول (۲): مقادیر بحرانی آزمون CRDW

سطح معنی‌دار بودن	کمیت بحرانی
٪۱	۰/۵۱۱
٪۵	۰/۳۶۸
٪۱۰	۰/۳۲۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

اکنون اگر کمیت آماره آزمون دوربین - واتسن مربوط به مدل کمتر از مقادیر بحرانی بود، فرضیه H0 پذیرفته می‌شود، یعنی جملات اخلال ناپایا و دارای گام تصادفی است. با توجه به آماره DW مدل برآوردی که مقدار آن در حدود ۲/۰۹ است و مقایسه آن با کمیت‌های بحرانی سارگان و

1. Sargan & Bhargava

بارگاوا، مشاهده می‌شود که مقدار دوربین – واتسن مدل از هرکدام از کمیت‌های سارگان و بارگاوا در سطوح مختلف بیشتر است لذا می‌توان چنین استنباط کرد که فرضیه H0 رد شده و یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگوی چند جمله‌ای باوقفه تخمینی وجود دارد.

حال که مسئله رابطه بلندمدت بین متغیرهای ناایستا به دقت مورد بررسی قرار گرفت، در مرحله بعد به سراغ تحلیل مدل آلمون برای رابطه بین هزینه‌های تحقیق و توسعه کشاورزی و بهره‌وری کل عوامل تولید در این بخش می‌رویم. ابتدا نتایج مدل جند جمله‌ای باوقفه از نوع آلمون در جدول (۳) به دقت آورده می‌شود.

همان طور که در جدول با توجه به آماره‌های t ملاحظه می‌کنیم، همه متغیرهای توضیح‌دهنده مدل توریع دو جمله‌ای آلمون برای بهره‌وری کشاورزی در سطوح ۵ و ۱۰ درصد معنی‌دار است. متغیرهای جانشین تحقیق و توسعه کشاورزی شرکای تجاری هر سه در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار بوده و متغیر سرمایه انسانی و شرایط آب و هوایی (میزان بارندگی) در سطح پنج درصد معنی‌دار است. متغیر روند زمانی که جانشینی برای متغیرهایی است که به دلایل اقتصادسنجی (نظیر معنی‌دار نبودن ضرایب، خلاف انتظار بودن علامت‌های آن‌ها و سایر مشکلات اقتصادسنجی) داخل الگو نشده‌اند[۱]، در سطح پنج درصد معنی‌دار و مطابق انتظار تئوریک است.

الگو دارای آماره F=۶/۸ بوده که در ۹۶ درصد اطمینان معنی‌دار است، لذا فرضیه صفر بودن همزمان تمامی ضرایب الگو رد می‌شود. مقدارضریب تعیین مدل در حدود ۸۶ درصد است.

جدول (۳): نتایج مدل چند جمله‌ای با وقفه آلمون برای بهره‌وری کل عوامل تولید کشاورزی

متغیر	ضریب	آماره t
ضریب ثابت	-۲۲/۹۹	-۳/۶۵
لگاریتم متغیر جایگزین مخارج تحقیق و توسعه کشاورزی (LZ)	-۰/۴۹۹۴	-۱/۸۰
لگاریتم متغیر جایگزین مخارج تحقیق و توسعه کشاورزی (LZ1)	۰/۲۰۷۲	۱/۸۷
لگاریتم متغیر جایگزین مخارج تحقیق و توسعه کشاورزی (LZ2)	-۰/۰۳۲۴	-۱/۸۳
متغیر سرمایه انسانی (LH)	۰/۳۴۲۳	۲/۲۰
متغیر میزان بارندگی (LW)	۰/۱۶۱۳	۱/۹۵
روند زمانی (T)	-۱/۰۶	-۱/۸۴
$R2 = 0/86 \quad DW = 2/091$ $AIC = -16/5 \quad F = 6/8(0/004)$	Diagnostic Test $serialcorrelation : chsq(1) = 3/6(0/07)$ $normality : chsq(2) = 2/27(0/37)$ $heteroscedasticity : chsq(1) = 4/5(0/069)$	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۱. رجوع شود به اقتصادسنجی پایه، تألیف دامودار گجراتی

این ضریب نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل مدل توانسته‌اند درصد بالایی از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهد. مقدار آماره دوربین – واتسن مدل ۲/۰۹ است که در محدوده قابل قبول قرار دارد. آزمون‌های تشخیصی از طریق نرم افزار Microfit4 و با استفاده از آماره LM نشان می‌دهد که مدل دارای مشکل واریانس ناهمسانی نیست، چرا که با در نظر گرفتن سطح خطای ۵٪ و مقایسه آن با حداقل سطح معنی‌داری (۷٪) فرضیه صفر مبنی بر واریانس همسانی رد نشده و فرضیه مقابل رد می‌شود.

در بخش بعدی پژوهش از ضرایب به دست آمده برای متغیرهای جایگزین مخارج تحقیق و توسعه کشاورزی شرکای تجاری در جدول (۴) و با توجه به الگوی دو جمله‌ای آلمون برای بخش کشاورزی ضریب اصلی متغیر R&D با وقفه را به دست می‌آوریم. بنابراین معادله زیر رابطه بین تعداد وقفه و ضریب متغیر مخارج تحقیق و توسعه را برای الگو نشان می‌دهد.

$$\beta_i = -0/0324\, i^2 + 0/207 i - 0/499 \qquad (۲۴)$$

با قرار دادن وقفه‌های مختلف در رابطه بالا ضرایب مقادیر با وقفه متغیر مخارج تحقیق و توسعه به دست می‌آید. لازم به یادآوری است که مطابق با مطالعات آلستون و پاردی طول وقفه زمانی برای تحقیقات کاربردی بین دو تا هفت سال است. بر این اساس بهترین طول وقفه برای الگو که دارای حداقل مقدار آکائیک و یا شوارتز – بیزین باشد، طول وقفه شش سال است یعنی مخارج تحقیقات کشاورزی شرکای تجاری احتمالاً تا شش سال در بهره‌وری کشاورزی تأثیر دارد[۱]. در الگو ملاحظه می‌شود که اولین اثر مثبت تحقیق و توسعه کشاورزی بر روی بهره‌وری وقفه چهار سال است.

جدول (۴): آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت تحقیق و توسعه کشاورزی بر بهره‌وری آن بخش

طول وقفه (i)	ضریب β_i
لگاریتم مخارج تحقیق و توسعه کشاورزی بین‌المللی با ۴سال تأخیر (i=۴)	۰/۰۵۴۹۶۳
لگاریتم مخارج تحقیق و توسعه کشاورزی بین‌المللی با ۵ سال تأخیر (i=۵)	۰/۰۷۵۹۲
لگاریتم مخارج تحقیق و توسعه کشاورزی بین‌المللی با ۶ سال تأخیر(i=۶)	۰/۰۲۹۹۵۵
مجموع مخارج تحقیق و توسعه کشاورزی (کشش بلندمدت تحقیقات روی بهره‌وری)	۰/۱۸۰۸۴۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

به تعبیر دیگر مخارج R&D کشاورزی بعد از گذشت چهار سال از سرمایه‌گذاری در بهره‌وری کل عوامل تولید آن بخش تأثیر می‌گذارد. قابل ذکر است که این اثر بر اساس الگو تا سه سال بعد باقی می‌ماند.

---

۱. البته گریلیچیز معتقد است که کسی به دقت نمی‌تواند به سؤالات موجود درباره ساختار و طول وقفه زمانی میان متغیر مخارج تحقیق و توسعه و بهره‌وری پاسخ قانع‌کننده بدهد.

در جدول (۴) وضعیت اثرگذاری تحقیق و توسعه شرکای تجاری بخش کشاورزی بر بهره‌وری را ملاحظه می‌کنیم. نتایج به دست آمده از تخمین الگو نشان می‌دهد که کشش‌های مخارج تحقیق و توسعه بین‌المللی برای وقفه‌های ۴، ۵، ۶ به ترتیب ۰/۰۵۴، ۰/۰۷۵، ۰/۰۲۹ است. بر اساس این مقادیر می‌توان نتیجه گرفت که یک درصد افزایش در مخارج $R\ \&\ D$ کشاورزی داخلی پس از گذشت چهار سال ۰/۰۵۴ درصد، پس از گذشت پنج سال ۰/۰۷۵ درصد، پس از گذشت شش سال تقریباً ۰/۰۳ درصد بهره‌وری کل عوامل کشاورزی را افزایش می‌دهد. از جمع کشش‌های به دست آمده در کوتاه‌مدت می‌توان اثر بلندمدت تحقیق و توسعه کشاورزی بین‌المللی را بر روی بهره‌وری کل کشاورزی بررسی کرد که این رقم با محاسبات پژوهش منطبق بر جدول (۴) تقریباً برابر ۰/۱۸ درصد محاسبه شده است. بنابراین می‌توان اظهار نظر کرد که در دراز مدت یک درصد سرمایه‌گذاری در $R\ \&\ D$ کشاورزی شرکای تجاری سبب افزایش ۰/۱۸ درصد در بهره‌وری کل کشاورزی ایران خواهد شد.

این نکته را یادآوری می‌کنیم که شرکای تجاری ایران در بخش کشاورزی شامل بیست کشور آسیایی، اروپایی و آمریکای جنوبی است که در تولید نهاده‌های واسطه‌ای بخش کشاورزی و نیز تولید محصولات با کیفیت بالا در این بخش فعالیت اساسی دارند.[۱]

برای محاسبه مخارج سرمایه $R\ \&\ D$ شرکای تجاری از فرمول کو و هلپمن استفاده شده است. این فرمول به قرار زیر است.

$$R\ \&\ D_i^f = \sum \frac{m_{ij}}{m_i} R\ \&\ D^d{}_j \qquad (۲۵)$$

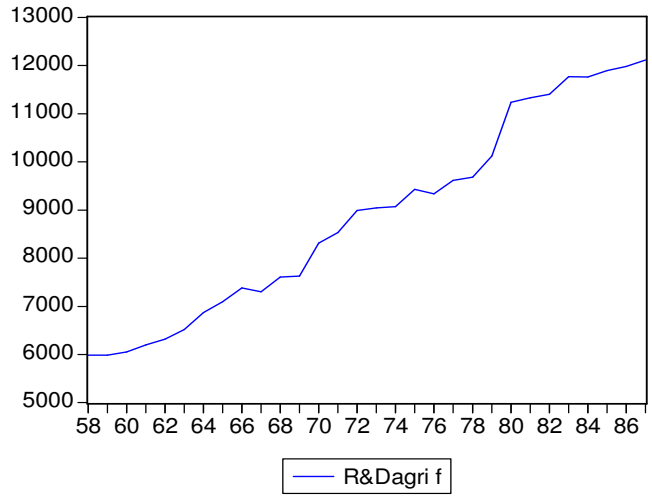
بدین ترتیب که ابتدا نسبت مقدار واردات هر یک از کشورها را در کل واردات برای سال‌های مختلف محاسبه و حاصل را در میزان مخارج تحقیق و توسعه داخلی کشورها ضرب می‌کنیم حال آنچه که به دست می‌آید سری زمانی تحقیق و توسعه خارجی برای کشاورزی است.

در شکل (۵)، متغیر تحقیق و توسعه بین‌المللی دارای روند منظم و باثبات، همراه با حرکت صعودی فزاینده در طی سال‌های مورد مطالعه بوده است. سری زمانی ترسیم شده برای تحقیقات خارجی همان طور که قبلاً اشاره شد بر اساس رابطه کو و هلپمن استخراج شده است. طبیعی است که روند فزاینده سری زمانی به خاطر مخارج بالای تحقیقات کشاورزی برای کشورهای اروپایی و کشورهایی مثل ژاپن، چین و برزیل بوده است.

---

۱. این کشورها عبارتند از: آلمان، آرژانتین، پاکستان، تایلند، انگلیس، هندوستان، فرانسه، امارات متحده عربی، چین، ژاپن، لبنان، برزیل، کره جنوبی، ایتالیا، هلند، روسیه، استرالیا، مالزی، مکزیک، سوئیس.

بر اساس یافته‌های مقاله حاضر، میزان میانگین مخارج تحقیق و توسعه کشاورزی به ارزش افزوده آن در بین مهم‌ترین شرکای تجاری ایران به ترتیب برای ژاپن ۱/۸۷، آلمان ۱/۸۹، انگلیس ۱/۹۳، کره جنوبی ۱/۶۵، برزیل ۱/۲، هلند ۱/۷۷، پاکستان ۱، هندوستان ۱/۴، چین ۱/۴۵ و ترکیه ۰/۸۷ برآورد شده است.



شکل (۵): روند مخارج سرمایه‌گذاری در تحقیقات کشاورزی شرکای تجاری (بین‌المللی)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

از دیگر متغیرهای مدل متغیر سرمایه انسانی است که در این مقاله به صورت نسبت شاغلان دارای تحصیلات عالی از نوع آموزش در بخش کشاورزی در نظر گرفته شده است. همان طور که در برآورد مشخص شد ضریب کشش متغیر سرمایه انسانی دارای مقدار ۰/۳۴ است. این متغیر نیز مانند متغیرهای دیگر مدل معنی‌دار بوده و نشان‌دهنده اهمیت سرمایه انسانی و آموزش در بخش کشاورزی است، به طوری که ده درصد تغییر مثبت در این متغیر سبب تغییر مثبت ۳/۴ درصدی در افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید کشاورزی در ایران می‌شود.

متغیر شرایط آب و هوایی، متغیر دیگری است که در این مدل به علت وابسته بودن بخش کشاورزی به آب و بارندگی وارد الگو شده است. این متغیر روند بارش را به صورت میانگین برای کشور در طی سی سال گذشته نشان می‌دهد. بر اساس دیدگاه گوتیرز (۲۰۰۵) یکی از عوامل اصلی مؤثر بر بهره‌وری کشاورزی شرایط آب و هوایی است. کشور ما، در یک منطقه تقریباً خشک قرار دارد و میانگین بارش در طی دوره مورد مطالعه ۲۵۶ میلی لیتر بوده است که در مقایسه با کشورهایی مثل انگلیس و فرانسه میزان بارش و برف رقم اندکی را نشان می‌دهد. لازم است بدانیم

که میانگین بارندگی در ده کشور اصلی تولیدکننده محصولات کشاورزی در حدود ۴۵۸ میلی لیتر است در این مطالعه تأثیر شرایط آب و هوایی و بارش در ارتقای بهره‌وری کشاورزی ۰/۱۶ برآورد شده است. بی‌شک در بخش‌های شمال و شمال غرب کشور به علت بارش بیشتر تأثیر این متغیر بیشتر از این می‌تواند باشد. در هر صورت هر یک درصد تغییر در میزان بارش ۰/۱۶ درصد بر بهره‌وری کشاورزی اثرگذار خواهد بود. متغیر روند زمانی نیز بیانگر اثر منفی سایر عوامل مؤثر بر بهره‌وری کشاورزی است که بنا به دلایل اقتصادسنجی وارد مدل نشده‌اند.

اکنون با توجه به یافته‌های مدل، مقدار متوسط بهره‌وری نهایی تحقیقات کشاورزی برای وقفه چهار ساله (چهار سال بعد) ۰/۰۰۱۷۲۴، وقفه پنج ساله (پنج سال بعد) ۰/۰۰۸۵۹۵ و برای وقفه شش ساله (شش سال بعد) ۰/۰۰۴۷۴۳ محاسبه می‌گردد. بعد از محاسبه بهره‌وری نهایی تحقیق و توسعه کشاورزی داخلی برای دوره سه ساله تأثیرگذاری تحقیقات بر بهره‌وری که از سال چهارم آغاز و در سال ششم این اثر به حداقل خود می‌رسد، با توجه به رابطه آلستون (۲۰۰۷) اقدام به محاسبه ارزش بازگشت نهایی سرمایه تحقیقات کشاورزی بر روی تولیدات کشاورزی می‌کنیم. با استفاده از مقدار میانگین بهره‌وری کل (۷/۵) که از شاخص دیویژیا به دست آمده است و میانگین ارزش افزوده کشاورزی (۳۱۰۹۷ میلیارد ریال)، VMPR&D برای وقفه‌های مختلف به شکل جدول (۵) به دست می‌آید.

جدول (۶): اندازه بازگشت سرمایه R&Dکشاورزی در طول دوره اثرگذاری بر بهره‌وری

طول وقفه	بازگشت سرمایه تحقیق و توسعه کشاورزی
۴ سال بعد	۱۹/۳۵
۵ سال بعد	۳۰/۴۷
۶ سال بعد	۱۴/۷۴
میانگین	۲۱/۰۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان طور که نشان داده می‌شود مقدار بازگشت سرمایه تحقیقات کشاورزی در دوره اثرگذاری تحقیقات کشاورزی بر بهره‌وری کل عوامل تولید نزدیک به ۲۱ ریال است، بدین معنی که هر یک ریال سرمایه‌گذاری در تحقیقات کشاورزی موجب ایجاد ۲۱ ریال ارزش افزوده در تولید کشاورزی می‌شود.

در نهایت با توجه به رابطه شماره (۲۶) می‌توان به محاسبه IRR پرداخت. بدین ترتیب با حل رابطه (۲۸) مقدار نرخ بازدهی (بازگشت) تحقیق و توسعه کشاورزی به صورت ارزش فعلی قابل محاسبه است.

$$\sum_{i=0}^{m} \frac{VMP_{t-T+i}}{(1+r)^i} \qquad (۲۶)$$

$$\frac{19/35}{(I+r)^4} + \frac{30/47}{(I+r)^5} + \frac{14/74}{(I+r)^6} - I = 0 \qquad (۲۷)$$

با بررسی رابطه (۲۷)، مقدار نرخ بازدهی ارزش فعلی تحقیقات کشاورزی به صورت میانگین برای دوره مورد مطالعه تقریباً ۳۸ درصد محاسبه می‌شود.

بر اساس مطالعات آلستون (۲۰۰۶)، میانگین نرخ بازگشت سرمایه تحقیق و توسعه شرکای تجاری کشاورزی برای کشورهای در حال توسعه ۵۲ درصد است که این رقم نسبت به میزان محاسبه شده برای ایران بالاتر است. مطالعات لین[1] (۲۰۰۷) نیز نشان می‌دهد که مقدار نرخ بازگشت سرمایه تحقیقات کشاورزی بین‌المللی برای کشور مکزیک به ازای هر یک دلار، ۶۲ درصد خواهد بود. این میزان در مطالعه تکگوز[2] (۲۰۰۶) برای کشاورزی آمریکا ۸۹ درصد است.

به هر صورت با مقایسه و تحلیل داده‌ها و اطلاعات موجود، می‌توان گفت علت پایین بودن نرخ بازگشت سرمایه تحقیقات بین‌المللی در کشاورزی ایران کم توجهی به این مقوله از جهات کمی و کیفی است. به طور کلی بر اساس رهیافت آلستون هرچه کشوری در گزینش شرکای تجاری خود در بخش کشاورزی دقت کافی را داشته باشد، در امر تداوم رشد پایدار کشاورزی داخلی موفق خواهد شد. این مسئله به معنی سرریز بیشتر آثار تحقیقات کشاورزی از کشورهای با دانش بالا به سوی کشورهای جنوب است.

نتیجه‌گیری

نتایج این پژوهش نشان داد که سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه کشاورزی بر بهره‌وری کل عوامل تولید کشاورزی تأثیر مثبت دارد. همین طور در این مدل نشان داده شد که تحقیق و توسعه کشاورزی شرکای تجاری در ایران دارای یک وقفه چهار ساله است. یعنی اینکه تحقیقات کشاورزی بین‌المللی بعد از چهار سال از سرمایه‌گذاری در آن از سال چهارم اثر مثبت خود را بر بهره‌وری کشاورزی ایران نشان می‌دهد و این اثر تا سه سال باقی می‌ماند. شرکای تجاری کشورمان در این پژوهش بیست کشور اروپایی، آفریقایی، آسیایی و آمریکای لاتین می‌باشند که دارای روابط تجاری با کشورمان می‌باشند. مهم‌ترین واردات کشاورزی کشور در قالب ژنم‌های گیاهی و جانوری، تجهیزات کشاورزی و کودهای شیمیایی می‌باشند که با خود دانش کشاورزی را در قالب تحقیق و توسعه وارد تولید کشاورزی کشور می‌کنند. همچنین در این مقاله متغیر سرمایه انسانی نیز معنی‌دار بوده و

1. Lin
2. Tokgoz (2006)

نشان‌دهنده اهمیت آموزش در بهره‌وری کشاورزی است. در نهایت با استفاده از الگوی چند جمله‌ای آلمون نشان داده شد که نرخ بازگشت سرمایه تحقیقات کشاورزی شرکای تجاری (بین‌المللی) در ایران در حدود ۳۸ درصد است که در مقایسه با مقادیر مشابه در سایر کشورها کمیت پایینی است. لذا برخی پیشنهادها برای ارتقای بازدهی سرمایه‌گذاری تحقیقات بین‌المللی در این بخش به شکل زیر است.

۱- سهم قابل توجهی از تولید ملی کشورها به هزینه‌های تحقیق و توسعه اختصاص یابد و بودجه تحقیقاتی بخش کشاورزی تا حد استانداردهای جهانی افزایش یابد.

۲- اصلاح ساختار بازار تحقیق و توسعه و ایجاد زمینه مناسب برای فعالیت مؤسسات تحقیق و توسعه کشاورزی بخش خصوصی، از آنجا که سهم بخش تحقیقات خصوصی کشاورزی در جهان کمتر از ۱۶ درصد است لذا زمینه‌سازی برای ورود آنان به عرصه تحقیقات کلان کشاورزی از وظایف دولت‌ها خواهد بود.

۳- جبران کمبود نیروی کار متخصص در بخش تحقیق و توسعه کشاورزی به منظور افزایش بازگشت سرمایه‌گذاری در تحقیقات بایستی در سرلوحه برنامه‌های دولت‌ها و نهادهای مشابه باشد.

۴- ارتباط هر چه بیشتر میان مراکز علمی و پژوهشی داخل و خارج از کشور جهت دستیابی به جدیدترین مطالعات و نتایج تحقیقات در دنیا جزء بسته‌های دیگر سیاستی این مقاله است.

۵- در انتخاب شرکای تجاری در بخش کشاورزی دقت کافی شود و کشورهایی با سرریز دانش کشاورزی بالا برای واردات کشاورزی مد نظر قرار گیرد.

منابع

الف- فارسی

۱. امینی، علیرضا؛ «**اندازه‌گیری و تحلیل عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل اقتصاد ایران**»، پیک نور، ۱۳۸۶، شماره ۴.

۲. ابریشمی، حمید؛ ***اقتصادسنجی کاربردی***، انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۸۲.

۳. بانک مرکزی ایران، **آمارهای سری زمانی بخش کشاورزی**، تهران، سال‌های مختلف.

٤. ترکمانی، جواد؛ «**بررسی وضعیت سرمایه‌گذاری دولتی در بخش کشاورزی ایران**»، فصل‌نامه اقتصاد کشاورزی، ۱۳۸۴، شماره ۴۱.

٥. رومر، دیود؛ ***اقتصاد کلان، مدل‌های رشد***، مترجم مهدی تقوی، انتشارات دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران، ۱۳۸۸.

٦. شاه آبادی، ابولفضل، ***منابع رشد اقتصادی ایران***، فصل‌نامه نامه مفید، ۱۳۸۴، شماره ۶۴ .

۷. صلاحی، جواد؛ «**بررسی مدل‌های رشد درونزا با تأکید بر صنایع معدنی**»، فصل‌نامه نامه مفید، ۱۳۸۶، شماره ۶۴.

۸. نوفرستی، محمد؛ ***ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی***، انتشارات رسا، تهران، ۱۳۷۸.

۹. وزارت جهاد کشاورزی، **آمارهای سرمایه‌گذاری در کشاورزی کشور**، تهران، سال‌های مختلف.

ب- لاتین

10. Alston, J. M; G.P. Parday; "**Attribution and other problems in assessing the returns to agricultural R&D**", Agricultural Economics, Vol 25, 2007.
11. Aghion, P; W. Howitt; "**A model of growth through creative destruction**", Econometrica, Vol 12, 1995.
12. shujat, A; "**TFP growth in Pakistans agricultural**", Pakistan Development Review, 2006.
13. Coe, D; E.Helpman; "**International R&D spillovers**", European Economic Review, Vol 39, 1997.
14. Fernandez, G; Shamway, R; "**Research and Productivity in Mexican Agricultural**", American Journal of Agricultural Economics, 1997, No. 28.
15. FAO, **Report of R&D for Countries**, 2009. www.fao.org
16. Gutierrez, L; "**Agricultural Labour Productivity in Some Countries**", Agricultural Economics Review, 2005, No. 3.
17. Huffman, W; ***Science for Agricultural***, Long-Term Perspective, Iowa State University Press, 2005.
18. Lin, Y. J; Huffman, W. E; "**Rate of return to public agricultural**", research in the presence of research spillovers, American Agricultural Economics, Chicago, 2006.
19. Almon, S; "**The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures**", Econometrica, Vol. 3, 1965.
20. Tokgoz, S; R&D Spill Over in Agricultural Sector of USA and Turkey; "**spillovers in agricultural**", Working Paper 03-WP 344, 2006.

سیـکل‌های تجـاری در اقتصـاد ایـران و تحلیـل علل بروز آن با استفـاده از روش گشتـاورهای تعمیـم‌یافته

علی اصغر اسفندیاری[1]
استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات خوزستان
تاریخ دریافت: ۸۹/۰۹/۱۸
تـاریخ تـأییـد:۹۰/۰۴/۰۸
نجمه السادات موسوی[2]
کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات خوزستان

چکیده

مطالعهٔحاضر به بررسی سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران و تجزیه و تحلیل علل آن‌ها می‌پردازد. در این مطالعه از سری زمانی متغیرهای تشکیل‌دهندهٔ درآمد ملی و سایر متغیرهای تأثیرگذار در ایجاد سیکل‌های تجاری، استفاده شده است و کلیهٔداده‌ها با بسامد سالانه، به صورت لگاریتمی و به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، در نظر گرفته شده‌اند. دورهٔ زمانی مورد بررسی، سال‌های بین ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۶ می‌باشد. به منظور استخراج سیکل‌های تجاری، از روش‌آماری فیلتر هادریک - پرسکات (*HP*) استفاده شده است و استفاده از شاخص‌های سیکل‌های تجاری نیز منجر به شناخت متغیرهای همزمان، پیشرو و پسرو و خصوصاً کشف علل سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران گردید. پس از آن متغیرهای پیشرو، تحت مدل رگرسیون خطی سیکل‌های تجاری و با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (*GMM*) مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گرفت و سهم هر یک از متغیرهای ذکر شده در ایجاد نوسانات تولید ناخالص داخلی حقیقی تعیین گردید. ضرایب برآورد شده حاکی از آن است که متغیر صادرات نفت و گاز تأثیری مثبت و متغیر قیمت نفت خام، تـأثیر منفی بر سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران بر جای گذاشته است.

واژگـان کلیـدی: سیکل‌هـای تجـاری، فیلتـر هادریـک - پرسـکات (HP)، شـاخص‌هـای سیکل‌هـای تجـاری، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)
طبقه‌بندی موضوعی: **E32, E01, C40, C22**

مقدمه

پس از گذشت حدود یک قرن از اولین بررسی‌های علمی دربارهٔ سیکل‌های تجـاری، هنـوز منازعات زیادی بر سر علل پیدایش و ساز وکار سرایت آن وجود دارد. این موضوع، از آن جهت دارای اهمیت است که برنامه‌ریزی‌های اقتصادی بدون شناخت چگونگی نوسانات تولید ناخالص ملی و ریـشهٔ آن مفهـومی نـدارد (هوشـمند و همکـاران، ۱۳۸۷: ۲۴/۲۲). اقتـصادهای امـروزی

1. Email: a.esfandiari@khozestan.srbian.ac.ir
2. Email: mousavi_ns@iauahvaz.ac.ir

معمولاً دورانی از رونق و رکود را تجربه می‌نمایند که به آن‌ها عنوان سیکل‌های تجاری اطلاق می‌گردد. این نوسانات در عملکرد و سرنوشت اقتصادی هر کشور نقش مهمی را ایفا می‌کنند. به همین دلیل است که شناسایی این پدیده و پی بردن به دلایل بروز آن از یکصد و پنجاه سال قبل یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های اقتصاددانان بوده است. یک سیکل تجاری را می‌توان به چهار مرحلهٔ بهبود[1]، رونق[2]، کسادی[3] و رکود[4] تقسیم نمود. وقتی که تولید و اشتغال بالا می‌رود، می‌گویند اقتصاد در مرحلهٔ بهبود است، وقتی که تولید به اشتغال کامل نزدیک می‌شود و منابع با حداکثر ظرفیت خود کار می‌کنند، اقتصاد به مرحلهٔ رونق می‌رسد، هنگامی که تولید ناخالص ملی و اشتغال سیر نزولی پیدا می‌کنند، می‌گویند اقتصاد دچار کسادی شده است و وقتی که کاهش تولید و اشتغال عمیق و ژرف می‌شود، می‌گویند اقتصاد دچار رکود شده است. یک سیکل تجاری معمولاً چندین سال به طول می‌انجامد تا کامل شود. مراحل سیکل تجاری از یک دورهٔ رکود تا دوره‌ای دیگر و یا از یک دورهٔ رونق تا دوره‌ای دیگر، یک سیکل کامل را تشکیل می‌دهد. معمولاً نظریه‌های سیکل‌های تجاری را به دو دسته تقسیم می‌نمایند. بر این اساس برخی اقتصاددانان بر این باورند که اقتصادها ذاتاً دارای مشکلات درونی بوده (عوامل درونزا) و اساس پیدایش سیکل‌های تجاری از این موضوع نشأت می‌گیرد؛ در حالی که برخی دیگر تکانه‌های بیرونی اقتصاد (عوامل برونزا) را عامل اساسی ایجاد چنین نوساناتی می‌دانند. از این رو وقوف بر کم و کیف این پدیده و شناسایی علل و موجبات حدوث آن، سبب می‌شود که بتوان در برنامه‌ریزی‌های کلان اقتصادی از آثار منفی آن یعنی بروز بحران‌ها اجتناب و از آثار مثبت یعنی نیل به رونق اقتصادی و حفظ آن و در نتیجه تخصیص بهینهٔ منابع بهره‌گیری نمود (گرجی و میرسپاسی، ۱۳۸۱: ۱۴/۱). این مقاله شامل بخش‌هایی به این شرح است: بخش اول شامل مقدمه و مبانی نظری می‌باشد، بخش دوم به بررسی پیشینهٔ تحقیق در داخل و خارج کشور می‌پردازد، در بخش سوم روش‌شناسی و معرفی متغیرهای تحقیق آورده شده است. بخش چهارم به استخراج سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران و شناسایی و اندازه‌گیری آن‌ها اختصاص دارد. در بخش پنجم شناسایی محرک اصلی سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از شاخص‌های سیکل‌های تجاری انجام گرفته است و بخش ششم به بررسی میزان تأثیرپذیری سیکل‌های تجاری اقتصاد ایران از محرک‌های مذکور اختصاص یافته و در نهایت در بخش نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی حاصل از آموزه‌های تحقیق ارائه شده است.

1. Improve
2. Expansion
3. Contraction
4. Stagnation

۱- پیشینهٔ تحقیق

۱-۱- پیشینهٔ تحقیق داخلی

عباسی‌نژاد و همکاران[۱] (۱۳۸۸)، در بررسی خود تلاش کردند تا یک مدل سیکل تجاری واقعی[۲] (RBC) را بر اساس رهیافت حداکثر راست‌نمایی و روش فیلتر کالمن[۳]، برای اقتصاد ایران برآورد کنند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که شوک‌های تکنولوژی در اقتصاد ایران نسبتاً پایدار بوده و اثرات این شوک‌ها، مدت زمان طولانی، اقتصاد ایران را تحت تأثیر قرار می‌دهند به طوری که کنترل شوک‌های نفتی دارای اثر مستقیم بر کنترل شوک‌های تکنولوژیکی و بهبود ثبات اقتصادی می‌باشد. کریمی و همکاران[۴] (۱۳۸۸)، در پژوهش خود به ارزیابی عمده‌ترین عوامل مؤثر بر همزمانی سیکل‌های تجاری کشورهای اسلامی با تأکید بر شاخص یکپارچگی تجاری با استفاده از مدل همزمان پرداختند. نتایج نشان داد شاخص یکپارچگی تجاری از مهم‌ترین عوامل ایجاد کنندهٔ همزمانی در سیکل‌های تجاری کشورهای اسلامی بوده است؛ به علاوه عواملی نظیر تشابه سیاست‌های مالی و تشابه ساختارهای اقتصادی ما بین کشورها نیز از جمله راه‌های مهم تأثیرگذار بر همزمانی چرخه‌های تجاری کشورهای عضو OIC[۵] می‌باشد. گرجی و اقبالی[۶] (۱۳۸۸)، در مقالهٔ خود به بررسی نقش عوامل پولی و مالی بر روی نوسانات تولید در اقتصاد ایران با استفاده از روش خود توضیح‌برداری[۷] (VAR) پرداختند. نتایج مقاله نشان داد که گرچه هر دو ابزار سیاستی، یعنی سیاست‌های مالی و پولی در ایجاد سیکل تجاری نقش داشته‌اند، ولی اثرگذاری سیاست‌های مالی در ایجاد سیکل تجاری بیشتر از سیاست‌های پولی می‌باشد. دلالی‌اصفهانی و همکاران[۸] (۱۳۸۶)، در بررسی خود به تشخیص سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران از طریق به مدل درآوردن ساختار همزمان عرضه و تقاضای کل پویا پرداختند. برای برآورد ضرایب از روش پیشرفته گشتاورهای تعمیم‌یافته[۹] (GMM) در اقتصادسنجی استفاده شد و نتایج توانست در دوره مورد بررسی چهار سیکل تجاری مختلف رونق و رکود را تشخیص و گزارش کند، به طوری که سیکل‌های تجاری رونق و رکود، یک حرکت مارپیچی را به سوی بهبود در اقتصاد ایران به نمایش گذاشته‌اند.

---

۱. حسین عباسی‌نژاد، اصغر شاهمرادی و حسین کاوند

2. Real Business Cycles

3. Kalman Filter

۴. فرزاد کریمی، حسین پیراسته و سیدکمیل طیبی

5. Organizational of the Islamic Conference

۶. ابراهیم گرجی و علیرضا اقبالی

7. Vector Auto regressions

۸. رحیم دلالی اصفهانی، هوشنگ شجری، محسن رنانی و سهراب دل‌انگیزان

9. Generalized Method of Moments

۱-۲- پیشینهٔ تحقیق خارجی

رُز[1] (۲۰۰۹)، در مقالهٔ خود به بررسی همزمان‌سازی سیکل‌های تجاری و هدفمندسازی تورم به سوی اتحادیهٔ پولی آسیا پرداخت. نتایج حاکی از آن است که ورود به هدفمندسازی تورم، همزمان سازی سیکل‌های تجاری را حدوداً به اندازهٔ تثبیت نرخ ارز یا ورود به اتحادیهٔ پولی بالا ببرد. در این صورت، هدفمندسازی تورم به افزایش در همزمان سازی سیکل‌های تجاری منجر می‌شود و یک نقطهٔ شروع برای ادغام و یکپارچگی وسیع‌تر پولی فراهم می‌سازد. متز[2] (۲۰۰۹)، در مقالهٔ خود در زمینهٔ تفسیر بازارهای سهام و همزمانی سیکل‌های تجاری در آلمان، قبل از جنگ جهانی اول بحث کرد. این تفسیر بر این فرضیه که فیلتر هادریک - پرسکات[3] (HP) برای تفکیک عناصر سیکلی در بررسی سری‌های زمانی کارآمد خواهد بود، استوار است. نتایج نشان داد که اگر یک سری زمانی به وسیلهٔ وقفه‌های روند و دامنهٔ دور آشفته شود فیلتر مذکور به اجزای نامنظمی منجر می‌شود که در حرکت همزمان بین عناصر سیکلی سری‌ها اثر می‌گذارد. ژاوو و هسو[4] (۲۰۰۸)، در مطالعهٔ خود سیکل‌های تجاری واقعی و سیاست‌های مالی کشور چین را بررسی کردند. برای بررسی عوامل به وجود آورندهٔ نوسانات اقتصادی در چین یک مدل رشد نئوکلاسیک استاندارد مورد استفاده قرار گرفت. نتایج نشان داد که نرخ رشد TFP[5]، دلیل اصلی برای نوسان اقتصادی به شمار می‌آید. همچنین مشخص گردید که تغییر سیاست در مخارج دولت می‌تواند دلیل نوسانی‌تر شدن مصرف نسبت به تولید را بیان کند. کریستیانو و دن‌هان[6] (۱۹۹۵)، در تحقیق خود از برآوردکنندهٔ گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برای تحلیل سیکل‌های تجاری، استفاده کرده‌اند. عامل متمایزکنندهٔ این تحقیق با سایر تحقیق‌ها در استفاده از فیلتر HP است. از طرفی از طریق آزمون کای‌دو[7] مدل سیکل تجاری تعادلی در نظر گرفته شده جهت برازش ارزیابی شد. این آزمون گشتاورهای دوم مدل را با گشتاورهای دوم واقعی برآورده شده مورد مقایسه قرار داد. نتایج نشان داد که برای روش *GMM*، الگوی مورد نظر یک الگوی مناسب برای اقتصاد آمریکا به شمار نمی‌آید.

۲- روش‌شناسی و معرفی متغیرهای تحقیق

روش‌های مورد نیاز برای اجرای تحقیق عبارتند از روش فیلترسازی جهت تجزیهٔ روند و دوران در سری‌های زمانی، استفاده از شاخص‌های سیکل‌های تجاری، جهت شناسایی متغیرهای

1. Anddrew K.Rose
2. Rainer Metz
3. Hodrick-Prescott filter
4. Min Zhao & Minchung Hsu
5. Total Factor Productivity
6. Lawrence J. Christiano & Wouter den Haan
7. Chi-Square Test

پیشرو، پسرو و همزمان و در نهایت تشریح رویکرد روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[1] به عنوان روش برآورد ضرایب مدل در نظر گرفته شده، جهت بررسی میزان تأثیرپذیری سیکل‌های تجاری اقتصاد ایران از متغیرهای پیشرو.

۲-۱- تجزیهٔ روند و دوران در سری‌های زمانی توسط فیلتر هادریک - پرسکات (HP)

تولید ناخالص داخلی جامع‌ترین معیار سنجش سطح فعالیت‌های اقتصادی است و نوسانات آن نیز جایگاهی ویژه در مطالعات سیکل‌های تجاری دارد. برای شناسایی و اندازه‌گیری نوسانات باید روند تولید را از سری زمانی تولید جدا کرد، برای انجام این تفکیک از فیلترهای آماری استفاده می‌شود. در تحقیق حاضر، برای استخراج اجزاء سری‌های زمانی مورد نظر، از فیلتر آماری هادریک - پرسکات در دو مرحله استفاده می‌شود. فیلتر هادریک - پرسکات یک روش هموارسازی[2] است که به طور گسترده‌ای در میان اقتصاددانان کلان برای به دست آوردن برآورد هموار عنصر روند بلندمدت یک سری زمانی استفاده می‌شود. فیلتر هادریک - پرسکات (HP) یک فیلتر خطی دو طرفه است که مسیر هموار شده‌ای را با نام روند (T_t) به صورت زیر به دست می‌آورد:

$$Min\left\{\sum_{t=1}^{T}(Y_t-T_t)^2+\lambda\sum_{t=2}^{T-1}\left[(T_{t+1}-T_t)-(T_t-T_{t-1})\right]^2\right\} \qquad (۱)$$

λ را پارامتر هموارسازی می‌گویند؛ هرچه λ بزرگ‌تر باشد، سری هموارتر خواهد بود، در واقع اگر $\lambda=\infty$ باشد T_t به یک روند خطی نزدیک می‌شود (*EViews 6.0 Users Guide I*).

۲-۲- شاخص‌های سیکل‌های تجاری[3] (BCI)

در تحقیق حاضر، جهت شناسایی متغیرهای پیشرو، پسرو و همزمان از شاخص‌های سیکل‌های تجاری (تغییرپذیری[4]، هم‌حرکتی[5] و پایداری[6]) استفاده شده است. تغییرپذیری، درجهٔ بی‌ثباتی یک متغیر را بیان می‌دارد و در واقع نشانگر توان سری‌های زمانی برای ایجاد چرخه است. این نوع نوسان با انحراف معیار اندازه‌گیری می‌شود. در این تحقیق برای بررسی شاخص تغییرپذیری از معیار تغییرپذیری نسبی متغیرها استفاده می‌شود. به منظور محاسبهٔ تغییرپذیری نسبی متغیرها، انحراف معیار آن‌ها نسبت به انحراف معیار تولید ناخالص داخلی یا متغیر مرجع، (σ_X/σ_Y) محاسبه می‌شود (kamil & Lorenzo, 1998: 3)؛ و اندازه‌گیری انحراف معیار نیز به صورت زیر انجام می‌شود:

---

1. Generalized Method of Moments
2. Smoothness
3. Business Cycles Indicators
4. Volatility
5. Co-movements
6. Persistence

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{T-1}\sum_{i=1}^{T}(Y_i - \bar{Y})^2} \qquad (۲)$$

هم‌حرکتی به این معنا است که الگوی مشاهده شده سیکلی در بسیاری از بخش‌های اقتصادی و متغیرهای کلان اقتصادی کم و بیش به صورت همزمان با نوسانات در تولید ناخالص داخلی حقیقی حرکت کند. این شاخص با ضریب همبستگی متقابل[1] اندازه‌گیری می‌شود (Leitner, 2005: 2)، که در آن L بیانگر وقفه، C_{XX} نشان‌دهندهٔ واریانس متغیر و C_{XY} معرف کواریانس دو متغیر است.

$$\rho_{XY} = \frac{C_{XY}(L)}{\sqrt{C_{XX}(0)C_{YY}(0)}} \qquad L = 0, \pm 1, \pm 2, ..., \pm n \qquad (۳)$$

$$C_{XY}(L) = \begin{cases} \sum_{t=1}^{T-1}\left((X_t - \bar{X})(Y_{t+1} - \bar{Y})\right)/T & L = 0,1,2,... \\ \sum_{t=1}^{T+1}\left((Y_t - \bar{Y})(X_{t-1} - \bar{X})\right)/T & L = 0,-1,-2,... \end{cases} \qquad (۴)$$

پایداری، سکون و اینرسی در سیکل‌های تجاری، خصوصاً عنصر چرخه‌ای را نشان می‌دهد و مدت نوسانات مشاهده شده را در برمی‌گیرد (Leitner, 2005). برای بررسی تداوم از شاخص تداوم ρ_X که ضریب خود همبستگی مرتبهٔ اول استفاده می‌شود. طبق معادلهٔ زیر داریم:

$$Y_t = \rho_X Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

که در آن شاخص تداوم با ضریب ρ_X برای سری زمانی Y_t نشان داده شده است. از طرفی مقدار بحرانی ضریب همبستگی متقابل و ضریب خودهمبستگی مرتبه اول، در سطح 5% به وسیلهٔ رابطهٔ $\pm 1.96/\sqrt{T}$ محاسبه می‌شود که در آن T تعداد مشاهدات است. برای داده‌های سالانهٔ اقتصاد ایران در این تحقیق مقدار آن حدود ۰/۳ است[2]. به طور کلی شناسایی علل سیکل‌های تجاری با استفاده از شاخص‌های سیکل‌های تجاری به این صورت انجام می‌گیرد؛ که ابتدا یک سری زمانی مرجع[3] که بیانگر سیکل‌های تجاری باشد مثل تولید ناخالص داخلی انتخاب می‌شود. سپس متغیرهای اقتصاد کلان که ممکن است در آن‌ها اطلاعاتی در مورد سیکل‌های تجاری نهفته باشد، جمع‌آوری می‌شود. این متغیرها را متغیرهای اساسی[4] می‌نامند. در مرحلهٔ بعد کلیهٔ متغیرها را فیلتر نموده به گونه‌ای که اجزاء دورانی آن‌ها استخراج شود که همان انحراف از روند است. پس از آن اجزاء دورانی در سری زمانی مرجع با هر یک از سری‌های زمانی اساسی از طریق شاخص‌های

1. Cross Correlation Coefficient
۲. تعداد متغیرها بین فاصله زمانی (۱۳۸۶-۱۳۵۰) در نظر گرفته می‌شود، بدین ترتیب T=۳۷ خواهد بود.
3. Reference Series
4. Basic Series

سیکل‌های تجاری و خصوصاً ضرایب همبستگی متقابل آن‌ها مقایسه می‌شود و بر این اساس متغیرهای اساسی به سه دستهٔ متغیرهای پیشرو، همراه و پسرو تقسیم می‌شود. در نهایت متغیرهای پیشرو با تغییرپذیری نسبی بالا به عنوان علل سیکل‌های تجاری شناسایی خواهند شد.

۲-۳- روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)

روش گشتاورهای تعمیم‌یافته اولین بار توسط هانسن[1] در مقالهٔ مشهورش در سال ۱۹۸۲ مطرح گردید. روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برآوردکنندهٔ قدرتمندی است، چرا که به اطلاعات توزیع اخلال نیاز ندارد (بیدرام، ۱۳۸۱: ۵۵/۱). در روش گشتاورهای تعمیم‌یافته رابطهٔ تئوریکی که پارامترها باید تأمین کنند معمولاً شرایط قطری[2] بین برخی توابع (خطی یا غیرخطی) پارامترهای $f(\theta)$ و مجموعه‌ای از متغیرهای ابزاری[3] z_t هستند، که به صورت زیر تعیین می‌شود:

$$E\left(f(\theta)' Z \right) = 0 \quad [4] \qquad (۶)$$

در واقع θ پارامترهایی هستند که باید برآورد شوند. تخمین‌زن GMM برآورد پارامترها را طوری انتخاب می‌کند که همبستگی‌های نمونه بین ابزارها و تابع f تا حد ممکن به صفر نزدیک شود، آن طور که با تابع معیار[5] زیر تعریف شده است:

$$J(\theta) = (m(\theta))' W m(\theta) \qquad (۷)$$

که در آن $m(\theta) = f(\theta)' Z$ و W یک ماتریس وزنی[6] است. اگر تعداد شرایط گشتاور m برابر با پارامترهای مجهول K باشد ($m = K$)، پس از تعیین عناصر m در معادلهٔ (۷)، حل کردن جملهٔ بردار پارامتر θ در صفر، جهت به دست آوردن یک برآوردکنندهٔ سازگار منحصر به فرد امکان‌پذیر خواهد بود (حالت دقیقاً مشخص). نکتهٔ قابل توجه این است که در این حالت اگر f در بردار θ غیرخطی باشد یک راه‌حل تحلیلی به دست نخواهد آمد. در حالت دیگر اگر تعداد شرایط گشتاوری کمتر از تعداد پارامترهای مجهول باشد ($m < K$)، بردار پارامتر θ تشخیص داده نمی‌شود (حالت کمتر از حد مشخص). در صورتی که تعداد شرایط گشتاوری بیشتر از تعداد پارامترهای مجهول باشند ($m > K$)، نمی‌توانیم با تعیین معادله (۷) در صفر، پارامترهای مجهول را به طور منحصر به فرد حل کنیم. در عوض برآورد بردار پارامتر θ را آن‌چنان انتخاب خواهیم کرد که بردار گشتاور نمونه تا حد ممکن به صفر نزدیک باشد آن‌گاه $J(\hat{\theta}_{GMM}) \approx 0$ خواهد بود

---

1. Hansen, (1982)
2. Orthogonally conditions
3. Instrumental Variables
۴. E اپراتور انتظار شرطی است، به این معنی که مقدار پیش‌بینی شده طرف سمت راست که بر روی هر اطلاعاتی در زمان t شرطی است، باید با سمت چپ معادله برابر باشد.
5. Criterion Function
6. Weighting Matrix

(Baum & Schaffer, 2003: 15). در سری‌های زمانی، می‌توانیم شرایط گشتاوری را با فرض اینکه‌مقادیر گذشتهٔ متغیرهای توصیفی یا حتی مقادیر گذشتهٔ متغیرهای وابسته، با جمله یا جزء اخلال غیرهمبسته هستند (حتی اگر آن‌ها در مدل ظاهر نشوند) به عنوان متغیرهای ابزاری به کار ببریم. یک آزمون‌برای سنجش اعتبار ابزارها، آزمون سارگان[1] (آمارهٔ Jگزارش شده در برآوردهای GMM) است. آمارهٔ آزمون سارگان به صورت کای‌دو[2] ($\chi^2(m-K)$) توزیع می‌شود که در آن k تعداد ضرایب تخمین‌زده شده و m تعداد ابزارهای به کار رفته است. برای مواردی که تعداد شرایط گشتاور m برابر با پارامترهای مجهول K باشد (مورد دقیقاً مشخص)، درجهٔ آزادی برابر صفر خواهد شد که در این صورت توزیع کای‌دو با درجهٔ آزادی صفر وجود ندارد (Wooldridge, 2001: 90).

۲-۴- معرفی متغیرهای تحقیق

متغیرهای در نظر گرفته شده برای اجرای تحقیق متغیرهای تولید ناخالص داخلی حقیقی (GDP)، مصرف خصوصی (PRC)، مصرف دولتی (GOE)، سرمایه‌گذاری (INV)، صادرات کالاها و خدمات (EXO)، صادرات نفت و گاز (EXOIL)[3]، واردات کالاها و خدمات(IMO)، حجم پول (M1)، شاخص قیمت مصرف کننده (CPI)، نرخ تورم (INF) و قیمت نفت خام (POIL) استفاده گردیده است. این متغیرها شامل متغیرهای تشکیل‌دهندهٔ درآمد ملی و سایر متغیرهایی که پس از بررسی تحقیقات انجام شده در داخل و خارج از کشور به عنوان تأثیرگذارترین عوامل در ایجاد سیکل‌های تجاری در یک اقتصاد شناسایی شده‌اند، می‌باشد. مأخذ برداشت و گردآوری داده‌های مربوط به متغیرهای تحقیق، آمار منتشر شده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی)، لوح فشردهٔ نماگرهای اقتصاد ایران منتشر شده توسط مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، آمارهای اقتصادی (۱۳۷۴-۱۳۳۸) معاونت امور اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی، آمارنامهٔ اقتصادی (۱۳۸۳-۱۳۵۳) پژوهشکده امور اقتصادی و آمار قیمت نفت خام شرکت بریتیش پترولیم[4] (bp) می‌باشد. لازم به ذکر است که کلیهٔ داده‌ها با بسامد سالانه (سال پایه۱۳۷۶) در نظر گرفته شده‌اند. از طرفی برای همگن شدن داده‌ها و همچنین پایدارسازی واریانس[5] سری‌های زمانی، از لگاریتم سری‌های زمانی متغیرها استفاده گردیده است.

---

1. Sargan Test
2. Chi-Square
۳. در ارتباط با صادرات کالاها و خدمات و صادرات نفت و گاز مقادیر فیزیکی آن‌ها مورد نظر نیست بلکه از مقادیر ارزشی این متغیرها در تحلیل‌ها استفاده شده است.
4. British Petroleum
5. Stabilizing Variance

۳- سیکل‌های تجاری اقتصاد ایران

۳-۱- استخراج سیکل‌های تجاری اقتصاد ایران با استفاده از فیلتر هادریک - پرسکات دو مرحله‌ای

تولید ناخالص داخلی[1] ممکن است ترکیبی از سه جزء روند بلندمدت[2] (T_t)،سیکل‌های‌تجاری[3] (C_t) و حرکت‌های نامنظم[4] (I_t) در نظر گرفته شود:

$$Y_t = T_t + C_t + I_t \qquad (۸)$$

در این تحقیق، فیلتر HP برای تفکیک عناصر مذکور در دو مرحله استفاده می‌شود؛ در مرحلهٔ اول فیلترHP را بر روی سری سالانهٔ تولید ناخالص داخلی واقعی[5] اعمال می‌کنیم تا عنصر روند را از آن استخراج کنیم.

$$Min\left\{\sum_{t=1}^{T}(Y_t - T_t)^2 + \lambda\sum_{t=2}^{T-1}\left[(T_{t+1} - T_t) - (T_t - T_{t-1})\right]^2\right\} \qquad (۹)$$

$$Z_t = Y_t - T_t = C_t + I_t \qquad (۱۰)$$

در اکثر فیلترهای آماری مجموع جزء سیکلی و نامنظم به عنوان سیکل‌های تجاری معرفی می‌شوند. تفاوت روش مورد استفاده در این پژوهش با دیگر مطالعات انجام گرفته آن است که در اینجا با استفادهٔ مجدد از فیلتر مذکور دو جزء دیگر نیز جداسازی می‌شوند. در مرحلهٔ دوم، فیلتر HP نوسانات حول عنصر یکنواخت را حذف می‌کند. در واقع این نوسانات چیزی نیست جز سیکلی C_t و تفاوت بین Z_t و C_t همان جزء نامنظم I_t است (Arbi, 2001: 4).

$$Min\left\{\sum_{t=1}^{T}(Z_t - C_t)^2 + \lambda\sum_{t=2}^{T-1}\left[(C_{t+1} - C_t) - (C_t - C_{t-1})\right]^2\right\} \qquad (۱۱)$$

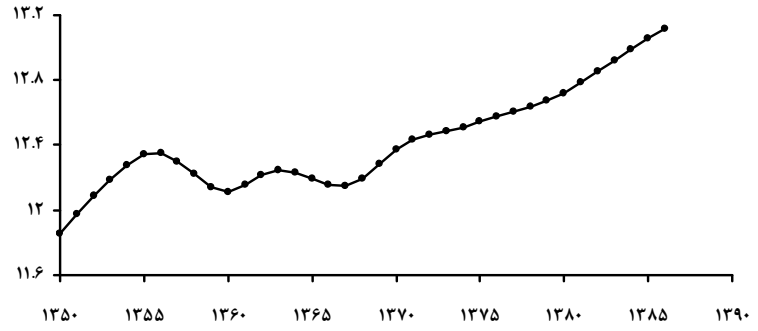
$$I_t = Z_t - C_t \qquad (۱۲)$$

پارامتر λ در این رابطه، پارامتر هموارسازی[6] است. مسئله اساسی در این روش، انتخاب دقیق مقدار λ است، زیرا با انتخاب نادرست مقدار آن، سیکل‌های تجاری به درستی محاسبه نخواهد شد[7]. جهت انتخاب مقدار پارامتر λ طبق نظر مبتکران آن، مقدار عددی پارامتر مذکور باید بر اساس اطلاعات گذشته و به‌وسیلهٔ متوسط طول یک سیکل کامل تجاری انتخاب شود. در این تحقیق نیز مقدار λ بر اساس پژوهش‌های داخلی انجام شده قبلی و متوسط طول دورهٔ محاسبه شده در آن‌ها، در نظر گرفته

1. GDP
2. Long-run trend
3. Business cycles
4. Irregular movements
5. Real GDP
6. Smoothing Parameter

۷. برای اطلاع دقیق‌تر از چگونگی انتخاب پارامتر λ بهینه و چگونگی تحلیل حساسیت فیلتر HP به مقادیر متفاوت این پارامتر به پایان‌نامه کارشناسی ارشد نجمه‌السادات موسوی (۱۳۸۹) موجود در دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات خوزستان مراجعه شود.

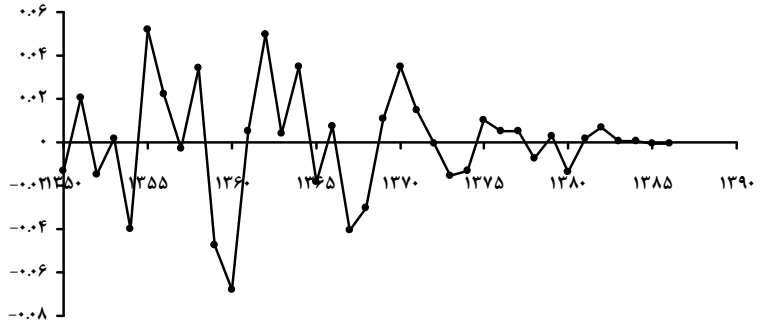
می‌شود[۱]. از این رو مقدار پارامتر λ در این تحقیق، مقدار عددی برابر ۱ می‌باشد که متوسط طول دوره را حدود ۶/۱۵ سال اندازه‌گیری کند. نمودار (۱) بیانگر روند بلندمدت لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی ایران می‌باشد که توسط فیلتر هادریک - پرسکات محاسبه شده‌است. در طول دورهٔ مورد مطالعه، روند بلند مدت با فراز و نشیب‌هایی روبروست، به طوری که نرخ رشد آن در دو دورهٔ (۱۳۶۰-۱۳۵۶) و (۱۳۶۷-۱۳۶۵) منفی بوده است؛ ولی پس از آن، روند رشد مثبت ادامه داشته است.



نمودار (۱)- روند بلندمدت لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی ایران (۱۳۸۶-۱۳۵۰)

منبع: محاسبات تحقیق $\lambda_{HP}=1$

نمودار (۲) سری Z_{LGDP} را نشان می‌دهد که شامل عناصر چرخه‌ای و جزء نامنظم است و با انجام مجدد فیلتر هادریک - پرسکات (مرحلهٔ دوم) بر روی آن سیکل‌های تجاری و جزء نامنظم را به دست خواهیم آورد.

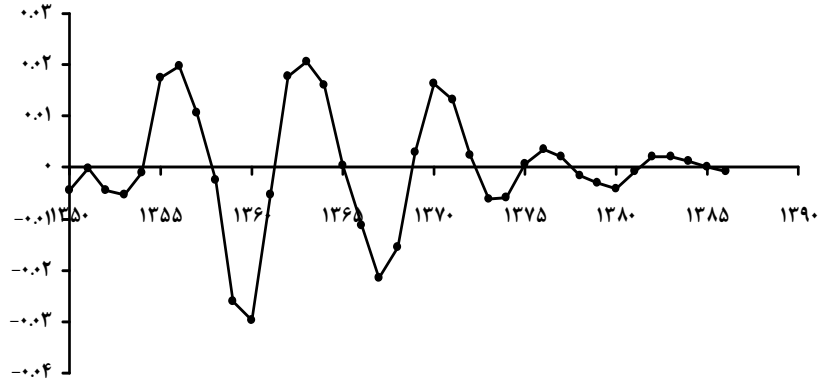


نمودار (۲)- Z_{LGDP} حقیقی ایران (۱۳۸۶-۱۳۵۰)

منبع: محاسبات تحقیق $\lambda_{HP}=1$

۱. با توجه به نتایج تحقیقات داخلی انجام گرفته قبلی در زمینهٔ سیکل‌های تجاری، در این تحقیق متوسط طول دورهٔ سیکل‌های تجاری در ایران ۶/۱۵ سال در نظر گرفته شد.

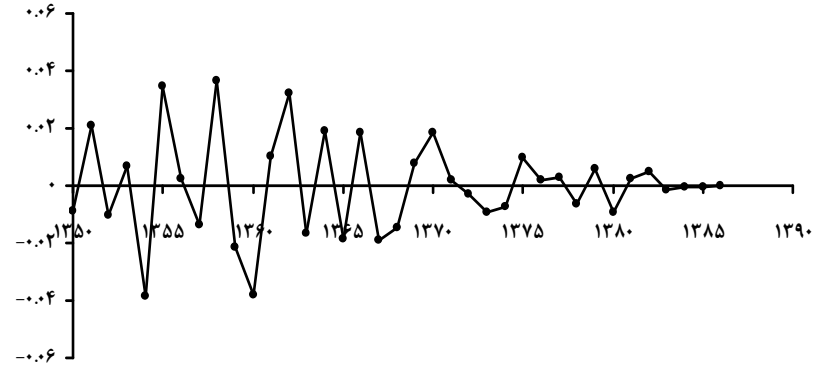
نمودار (۳) انحراف لگاریتم تولید ناخالص داخلی از روند رشد بلندمدت که همان سیکل‌های تجاری هستند، را نشان می‌دهد. برای شناسایی سیکل‌ها و طول آن‌ها در بررسی‌های حول سیکل‌های تجاری،احتیاج به شناخت نقاط برگشتی[1] است. در نقاط برگشتی،مسیر حرکت در دو طرف نقطه معکوس، یا به عبارتی نقاط حداکثر یا حداقل نسبی می‌باشند.



نمودار (۳)- سیکل‌های تجاری استخراج شده از لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی ایران (۱۳۸۶-۱۳۵۰)

منبع: محاسبات تحقیق $\lambda_{HP} = 1$

نمودار (۴) نیز جزء نامنظم استخراج شده از لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی ایران پس از انجام دو بار روندزدایی از آن می‌باشد.



نمودار (۴)- جزء نامنظم استخراج شده از لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی(۱۳۸۶-۱۳۵۰)

منبع: محاسبات تحقیق $\lambda_{HP} = 1$

1. Turning Points

۳-۲- شناسایی و اندازه‌گیری سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران (۱۳۸۶-۱۳۵۰)

نمودار (۳) الگوی سیکل‌های تجاری لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی را بین سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۶ نشان می‌دهد. در این دورهٔ زمانی حداقل پنج سیکل تجاری و حداکثر شش سیکل تجاری قابل تشخیص است که می‌توان آن‌ها را بر اساس نقاط اوج یا نقاط حضیض،مشخص نمود. بر اساس نقاط حضیض، به‌ترتیب سیکل‌های تجاری در سال‌های (۱۳۵۳-۱۳۵۰)، (۱۳۶۰-۱۳۵۳)، (۱۳۶۷-۱۳۶۰)، (۱۳۷۳-۱۳۶۷)، (۱۳۸۰-۱۳۷۳) و (۱۳۸۶-۱۳۸۰) ملاحظه می‌شود. سه دوره‌ای که در آن اقتصاد ایران بیشترین نوسانات را داشته است مربوط به دوره‌های بین سال‌های (۱۳۶۰-۱۳۵۳)، (۱۳۶۷-۱۳۶۰) و (۱۳۷۳-۱۳۶۷) بوده است که عمیق‌ترین رکود را در سال ۱۳۶۰ پشت سر گذرانده است. از بین سیکل‌های تجاری استخراج شده دورهٔ (۱۳۶۷-۱۳۶۰) بیشترین نوسان را داراست که همزمان با جنگ تحمیلی بوده که از سال ۱۳۶۲ شروع شد و در سال ۱۳۶۷ به پایان رسید. این تحلیل بر اساس روشی است که طول هر دوره را از یک نقطهٔ حضیض به نقطهٔ حضیض بعدی در امتداد روند حرکت بلندمدت تولید به عنوان یک سیکل کامل تجاری معرفی کرده است. اما اگر سیکل تجاری را بین دو نقطهٔ اوج در نظر بگیریم،در دورهٔ زمانی مورد بررسی پنج سیکل تجاری قابل شناسایی است که سیکل ششم آن در مرحلهٔ میانی قرار دارد. در جدول (۱) نقاط اوج و حضیض و فاصلهٔ بین آن‌ها مشخص شده است که بر اساس آن متوسط دوره چرخه‌ای بر اساس فاصله زمانی دو نقطهٔ حضیض ۵/۶ سال و متوسط دوره بین دو نقطهٔ اوج ۶/۲ سال است. طولانی‌ترین دوره‌از یک نقطهٔ حضیض تا حضیض دیگر، هفت سال و کوتاه‌ترین دورهٔ آن سه سال است در حالی که طولانی‌ترین دوره از یک نقطهٔ اوج تا اوج دیگر هفت سال و کوتاه‌ترین دورهٔ آن پنج سال است.

جدول (۱): گسترش و طول دورهٔ سیکل‌های تجاری ایران (۱۳۸۶-۱۳۵۰)

فاصلهٔ زمانی بین دو نقطهٔ اوج (سال)	نقاط اوج	فاصلهٔ زمانی بین دو نقطهٔ حضیض (سال)	نقاط حضیض
۵	۱۳۵۱	۳	۱۳۵۰
۷	۱۳۵۶	۷	۱۳۵۳
۷	۱۳۶۳	۷	۱۳۶۰
۶	۱۳۷۰	۶	۱۳۶۷
۶	۱۳۷۶	۷	۱۳۷۳
-	۱۳۸۲	۶	۱۳۸۰
-	-	-	۱۳۸۶

منبع: محاسبات تحقیق

۴- شاخص‌های سیکل‌های تجاری

۴-۱- استخراج شاخص‌های سیکل‌های تجاری

به طور کلی روش شناسایی شاخص‌های سیکل‌های تجاری (تغییرپذیری[1]، هم‌حرکتی[2] و پایداری[3]) با فرایند روندزدایی متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان آغاز می‌شود و به این وسیله می‌توان اطلاعات لازم را برای فراهم کردن یک تصویر کلی از شاخص‌های سیکل‌های تجاری یعنی تغییرپذیری، هم‌حرکتی و پایداری استخراج کرد. در این تحقیق، سری زمانی مرجع ما عبارت از تولید ناخالص داخلی ایران به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶[4] است. جدول (۲) انحراف معیار نسبی، ضریب خودهمبستگی و جدول (۳) نیز ضریب همبستگی متقابل بین نوسانات متغیرهای مذکور و تولید ناخالص حقیقی را نشان می‌دهد.

جدول (۲): مقادیر محاسبه شدهٔ انحراف معیار نسبی و ضریب خود همبستگی متغیرهای تحقیق دوره زمانی (۱۳۸۶-۱۳۵۰)

متغیرها	انحراف معیار نسبی (σ_X/σ_Y)	ضریب خود همبستگی (ρ_x)
CLGDP	-	۰/۶۱۷۳۲۸
CLPRC	۰/۸۹۸۴۰۵	۰/۵۴۰۴۰۳
CLGOE	۱/۰۰۷۵۴۴	۰/۵۰۳۴۸۲
CLINV	۲/۹۳۲۹۵۶	۰/۴۷۴۹۹۵
CLEXO	۳/۴۵۶۰۱۸	۰/۴۵۵۴۱۹
CLEXOIL	۳/۷۸۳۰۰۷	۰/۴۲۰۴۷۵
CLIMO	۲/۸۸۴۶۰۲	۰/۵۴۷۲۸۳
CLM1	۶/۸۶۸۲۲۷	۰/۸۹۹۶۰۹
CLCPI	۰/۹۰۹۴۶۵	۰/۵۲۹۰۶۴
CLINF	۵/۶۹۹۳۳۱	۰/۴۰۳۱۰۵
CLPOIL	۳/۱۱۳۷۶۸	۰/۲۸۳۹۱۳

منبع: محاسبات تحقیق

1. Volatility
2. Persistence
3. Co-movement

۴. ۱۳۷۶=۱۰۰

اعداد مربوط به ضریب همبستگی متقابل،برای هفت دوره مورد محاسبه قرار گرفته‌اند. اعداد مذکور در ستون صفر (۰)، بیانگر ضریب همبستگی متقابل همزمان بین نوسانات متغیر مورد نظر و سیکل‌های تجاری است. اعداد مربوط به ستون‌های (۳-)، (۲-) و (۱-) ضرایب مذکور را با توجه به یک، دو و سه دورهٔ تأخیر (دورهٔ مذکور یک ساله است) متغیرها با سیکل‌های تجاری نشان می‌دهد و اعداد مربوط به ستون (۳)، (۲) و (۱)، ضرایب همبستگی متقابل را با یک،دو و سه دوره، پیش‌روی متغیرها با سیکل‌های تجاری به نمایش در آورده است.

جدول (۳): مقادیر محاسبه شدهٔ ضریب همبستگی متقابل متغیرهای تحقیق

دوره زمانی (۱۳۸۶-۱۳۵۰)

متغیرها	ضریب همبستگی متقابل (ρ_{xy})						
	۳	۲	۱	۰	-۱	-۲	-۳
CLGDP	-	-	-	۱/۰۰۰۰۰۰	-	-	-
CLPRC	-۰/۶۵۶۲۳۶	-۰/۰۲۴۸۵۷	۰/۵۴۹۰۶۱	۰/۷۵۸۹۳۷	۰/۵۶۲۴۷۲	-۰/۰۰۱۷۷۶	-۰/۵۶۳۶۲۰
CLGOE	-۰/۳۰۳۹۴۷	۰/۰۵۵۳۶۲	۰/۳۰۶۵۸۰	۰/۴۹۳۸۱۳	۰/۴۹۲۷۰۶	۰/۱۷۹۸۲۳	-۰/۳۵۰۸۰۸
CLINV	-۰/۶۹۸۳۳۹	-۰/۴۷۳۵۴۵	۰/۱۳۰۶۲۰	۰/۶۴۰۱۲۰	۰/۶۵۲۵۰۳	۰/۱۹۲۶۴۱	-۰/۳۷۰۵۱۷
CLEXO	-۰/۵۶۰۵۶۵	-۰/۲۷۱۲۸۸	۰/۳۱۵۱۰۵	۰/۷۲۱۳۰۲	۰/۵۲۳۳۱۶	-۰/۰۳۰۶۹۱	-۰/۴۷۰۷۴۷
CLEXOIL	-۰/۶۴۵۶۸۲	-۰/۶۲۰۳۷۵	-۰/۱۱۶۵۷۹	۰/۴۷۹۴۵۷	۰/۶۹۹۱۳۶	۰/۴۸۸۸۱۱	۰/۰۰۱۸۸۱
CLIMO	-۰/۷۹۰۸۰۰	-۰/۴۷۲۰۰۱	۰/۱۷۲۴۷۸	۰/۶۶۶۱۵۶	۰/۷۲۰۸۱۳	۰/۳۰۴۳۳۹	-۰/۳۰۱۳۲۴
CLM1	۰/۱۸۲۴۸۴	۰/۰۲۶۶۶۱	-۰/۱۰۳۳۹۲	-۰/۱۳۵۵۱۸	-۰/۰۹۲۰۲۴	-۰/۰۲۰۳۴۷	۰/۰۰۸۸۲۳
CLCPI	۰/۱۲۲۱۴۵	-۰/۴۷۵۰۴۴	-۰/۶۳۰۶۱۵	-۰/۳۳۹۹۴۳	۰/۱۴۳۲۱۶	۰/۴۲۹۴۲۸	۰/۳۲۵۶۷۴
CLINF	۰/۶۰۸۱۹۱	۰/۱۳۲۳۴۳	-۰/۳۴۷۰۸۸	-۰/۵۹۲۹۵۰	-۰/۳۹۰۸۳۸	۰/۱۴۰۲۱۹	۰/۵۱۰۶۸۶
CLPOIL	-۰/۱۱۰۲۲۵	-۰/۲۱۴۹۹۷	-۰/۲۶۳۷۴۸	-۰/۱۴۹۳۶۶	۰/۱۲۵۵۶۲	۰/۴۰۲۷۹۳	۰/۳۷۶۱۳۴

منبع: محاسبات تحقیق

به طور خلاصه شاخص‌های سیکل‌های تجاری برای متغیرها طبق قواعد زیر مشخص می‌شود:

۱- اگر تغییرپذیری نسبی بالاتر از عدد ۲ باشد، بیانگر تغییرات بالای متغیر است، اگر تغییرپذیری نسبی بین ۱/۹۹ و ۱ باشد، بیانگر تغییرات ملایم و تغییرپذیری نسبی کمتر از عدد ۱ بیانگر تغییرات پایین متغیر است.

۲- متغیر دارای پایداری بالاست اگر $|\rho_X| \geq 0.4$ باشد و یا دارای پایداری پایین است اگر $0.3 \leq |\rho_X| \leq 0.4$ باشد و غیرپایدار است اگر $|\rho_X| \leq 0.3$ باشد.

۳- در مورد ضریب همبستگی متقابل، ابتدا در هر ردیف و برای هر متغیر، قدرمطلق عدد بزرگ‌تر را در نظر می‌گیریم؛ علامت مثبت نشان‌دهندهٔ هم‌جهت بودن حرکت متغیر با تولید و علامت منفی نشان‌دهندهٔ مخالف جهت بودن متغیر است.

۴- متغیر X با تولید دارای همبستگی بالاست اگر $|\rho_{XY}(L)| \geq 0.4$ باشد و یا دارای همبستگی پایین است اگر $0.3 \leq |\rho_{XY}(L)| \leq 0.4$ باشد و غیرهمبسته است اگر $|\rho_{XY}(L)| \leq 0.3$ باشد.

۵- اگر ضریب همبستگی متقابل برای مقادیر قبل از وقفهٔ $L=0$ بیشترین مقدار را داشته‌باشد، آن متغیر پیشرو و در صورتی که برای مقادیر بعد از وقفهٔ $L=0$ بیشترین مقدار را اتخاذ کند، آن متغیر پسرو محسوب می‌شود و اگر حداکثر ضریب در وقفهٔ $L=0$ باشد، متغیر همزمان محسوب خواهد شد (طیب‌نیا و قاسمی، ۱۳۸۵: ۶۰/۲۲).

مطالب عنوان شده در بالا به صورت خلاصه در جدول (۴) ارائه شده‌اند.

جدول (۴): شاخص‌های سیکل‌های تجاری متغیرهای تحقیق

متغیر	تغییرپذیری نسبی	پایداری	هم‌حرکتی			
			جهت	زمان (نسبت به چرخه)	پیشروی/ پسروی	همبستگی با متغیر مرجع
CLPRC	پایین	بالا	هم‌جهت	همزمان	-	بالا
CLGOE	ملایم	بالا	هم‌جهت	همزمان	-	بالا
CLINV	بالا	بالا	مخالف‌جهت	پسرو	۳	بالا
CLEXO	بالا	بالا	هم‌جهت	همزمان	-	بالا
CLEXOIL	بالا	بالا	هم‌جهت	پیشرو	۱	بالا
CLIMO	بالا	بالا	مخالف‌جهت	پسرو	۳	بالا
CLM1	بالا	بالا	هم‌جهت	پسرو	۳	غیرهمبسته
CLCPI	پایین	بالا	مخالف‌جهت	پسرو	۱	بالا
CLINF	بالا	بالا	هم‌جهت	پسرو	۳	بالا
CLPOIL	بالا	غیرپایدار	هم‌جهت	پیشرو	۲	بالا

منبع: محاسبات تحقیق

۴-۲- شناسایی محرک اصلی سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از شاخص‌های ادوار تجاری

دربارهٔ علل پیدایش سیکل‌های تجاری و چگونگی انتقال آن به بخش‌های دیگر اقتصاد، نظریه‌های مختلفی ارائه شده است. به‌رغم اهمیت موضوع، مطالعات محدودی برای شناخت علل سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران صورت گرفته است. لذا در این تحقیق، ضمن بررسی نوسانات اقتصادی و حقایق آشکارشدهٔ سیکل‌های تجاری، به بررسی علل پیدایش سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران می‌پردازیم؛ چرا که در تنظیم سیاست‌های اقتصادی، توجه به اثرگذاری متفاوت متغیرها در کاهش نوسانات اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است و این امر محقق نمی‌شود، مگر اینکه متغیرهای شناخته‌شدهٔ پیشرو، همزمان و پسرو در مقایسه با سیکل‌های تجاری، به دقت مطالعه گردند و هر تغییر نامطلوب آنکه نشانهٔ وقوع رکود بر فعالیت‌های اقتصادی باشد با اعمال سیاست‌های مناسب تعدیل شود. برای شناسایی علت سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران، دو شرط اصلی برای اینکه یک متغیر را بتوان به عنوان محرک اصلی سیکل‌های تجاری معرفی کرد، پیشرو بودن متغیر با همبستگی بالا و تغییرپذیری نسبی بالای آن متغیر در مقایسه با سیکل‌های تجاری است؛ چرا که تغییرپذیری نسبی، توان متغیر در تولید چرخه را نشان می‌دهد و ضریب همبستگی متقابل نیز ارتباط بین دو متغیر را بیان می‌کند. با توجه به تحلیل‌های آماری صورت گرفته در بخش قبل که خلاصهٔ نتایج حاصل از آن در جدول (۳) گزارش شده است متغیرهای صادرات نفت و گاز (EXOIL) و قیمت نفت خام (POIL) این دو شرط را دارامی‌باشند و در واقع می‌توان آن‌ها را به عنوان محرک اصلی سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران معرفی کرد.

۵- بررسی میزان تأثیرپذیری سیکل‌های تجاری اقتصاد ایران از محرک‌های اصلی آن

حال که تا اینجا به شناسایی متغیرهای پیشرو و بالاخص علل سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران نائل‌آمدیم لازم است که میزان تأثیرات این متغیرها را بر سیکل‌های تجاری اندازه‌گیری نماییم. ادبیات اقتصادی موجود دربارهٔ نقش نوسانات قیمت نفت بر سیکل‌های تجاری اساساً بر کشورهای واردکنندهٔ نفت تأکید داشته است و مطالعات محدودی به تحلیل اثر تغییرپذیری درآمد نفتی از نقطه نظر کشورهای صادرکنندهٔ نفت پرداخته‌اند. از آنجایی که کشور ایران جزء کشورهای صادرکنندهٔ نفت است و در واقع نفت مهم‌ترین کالای صادراتی ایران محسوب می‌شود، همین امر موجب شده که نوسانات قیمت نفت و همچنین میزان صادرات آن اثر تعیین‌کننده‌ای بر اقتصاد ایران داشته باشد. از این رو در این مطالعه نقش تکانه‌های قیمت نفت خام و همچنین صادرات نفت و گاز بر سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های سالانه (۱۳۸۶-۱۳۵۰) مورد بررسی قرار گرفته است. اما قبل از هر چیز لازم است پایایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد.

۵-۱- بررسی پایایی متغیرها

بکارگیری روش‌های معمول اقتصادسنجی در برآورد ضرایب الگو با استفاده از داده‌های سری زمانی بر این فرض استوار است که متغیرهای الگو پایا هستند. پایایی سری‌های زمانی بسیار با اهمیت است زیرا همبستگی می‌تواند بین سری‌های زمانی ناپایا (غیرساکن) وجود داشته باشد که در این صورت باعث وجود رگرسیون کاذب می‌شود (نوفرستی، ۱۳۷۸: ۱/۱). برای بررسی پایایی سری‌های زمانی متغیرهای مورد نظر از آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته[1] (ADF) و آزمون فیلیپس - پرون[2] (PP) استفاده شده است که نتایج حاصل از بکارگیری این آزمون‌ها به شرح زیر است:

جدول (۵): آزمون پایایی متغیرهای مورد استفاده در مدل برای دورهٔ (۱۳۸۶-۱۳۵۰)

متغیر		آمارهٔ دیکی - فولر تعمیم‌یافته (ADF)	مقدار بحرانی مک کینون[3]	
			سطح معناداری ۵ درصد	سطح معناداری ۱ درصد
LGDP	سطح	-۰/۶۸۵۴۴۷	-۳/۵۶۲۸۸۲	-۴/۲۸۴۵۸۰
	تفاضل مرتبهٔ اول	-۳/۹۶۹۶۸۹	-۳/۵۵۲۹۷۳	-۴/۲۶۲۷۳۵
LEXOIL	سطح	-۲/۳۵۲۴۱۹	-۳/۵۴۰۳۲۸	-۴/۲۳۴۹۷۲
	تفاضل مرتبهٔ اول	-۵/۸۳۶۱۸۴	-۳/۵۴۴۲۸۴	-۴/۲۴۳۶۴۴
LPOIL	سطح	-۲/۵۱۸۳۸۷	-۳/۵۴۰۳۲۸	-۴/۲۳۴۹۷۲
	تفاضل مرتبهٔ اول	-۵/۵۴۳۳۸۹	-۳/۵۴۴۲۸۴	-۴/۲۴۳۶۴۴

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۶): آزمون پایایی متغیرهای مورد استفاده در مدل برای دورهٔ (۱۳۸۶-۱۳۵۰)

متغیر		آمارهٔ فیلیپس - پرون (PP)	مقدار بحرانی مک‌کینون	
			سطح معناداری ۵ درصد	سطح معناداری ۱ درصد
LGDP	سطح	-۱/۶۰۵۳۴۵	-۳/۵۴۰۳۲۸	-۴/۲۳۴۹۷۲
	تفاضل مرتبهٔ اول	-۳/۹۴۰۹۷۱	-۳/۵۴۴۲۸۴	-۴/۲۴۳۶۴۴
LEXOIL	سطح	-۲/۵۴۲۳۴۶	-۳/۵۴۰۳۲۸	-۴/۲۳۴۹۷۲
	تفاضل مرتبهٔ اول	-۵/۸۳۵۸۱۳	-۳/۵۴۴۲۸۴	-۴/۲۴۳۶۴۴
LPOIL	سطح	-۲/۵۲۷۱۹۸	-۳/۵۴۰۳۲۸	-۴/۲۳۴۹۷۲
	تفاضل مرتبهٔ اول	-۵/۵۴۳۸۸۴	-۳/۵۴۴۲۸۴	-۴/۲۴۳۶۴۴

منبع: محاسبات تحقیق

1. Augmented Dicky-Fuller Test
2. Philips-Perron Test
3. Mackinnon

ملاحظه می‌شود که متغیرهای مورد نظر با توجه به نتایج هر دو آزمون، در وضعیت سطح، پایا نیستند ولی در وضعیت تفاضل مرتبهٔ اول پایا هستند و در واقع متغیرهای مذکور پایا و همگرا از درجه $I(1)$ هستند.

۵-۲- بررسی همگرایی متغیرها

همگرایی[1] از جمله موضوعات مهم در ارتباط با سری‌های زمانی می‌باشد و به معنای وجود رابطهٔ تعادلی و بلندمدت بین متغیرهای سری‌های زمانی است (نوفرستی، ۱۳۷۸: ۷۵/۱). نکتهٔ اساسی این است که برای استفاده از آزمون همگرایی بررسی پایایی متغیرها الزامی است و علاوه بر آن لازم است تا متغیرها از درجه همگرایی یکسانی برخوردار باشند. آزمونی که در نرم‌افزار *EViews* جهت بررسی همگرایی در دسترس است تحت آزمون یوهانسن[2] شناخته شده است (شیرین‌بخش، ۱۳۸۴: ۲۳۱/۱). نتایج حاصل از آزمون مذکور به شرح زیر است:

جدول (۷): آزمون همگرایی بین متغیرهای مدل برای برآورد تعداد رابطهٔ ممکن بلندمدت

		نبود رابطه	حداکثر یک رابطه	حداکثر دو رابطه
آزمون اثر λ_{Trace}	مقدار t استیودنت	۵۴/۹۳۵۷۹	۲۶/۴۸۲۹	۳/۷۹۰۱۶
	مقدار بحرانی t در سطح ۵ رصد	۴۲/۹۱۵۲۵	۲۵/۸۷۲۱۱	۱۲/۵۱۷۹۸
آزمون حداکثر مقدار ویژه $\lambda_{Maximum\ Eignvalue}$	مقدار t استیودنت	۲۸/۴۵۱۵۰	۲۲/۷۶۵۲۸	۳/۷۱۹۰۱۶
	مقدار بحرانی t در سطح ۵ درصد	۲۵/۸۲۳۲۱	۱۹/۳۸۷۰۴	۱۲/۵۱۷۹۸

منبع: محاسبات تحقیق

برای انجام آزمون هم‌جمعی یوهانسن از آزمون‌های آن یعنی آزمون اثر[3] و آزمون حداکثر مقدار ویژه[4] استفاده می‌شود. فرضیهٔ صفر برای این آزمون‌ها وجود r بردار هم‌جمعی است. وجود r بردار هم‌جمعی زمانی پذیرفته می‌شود که آمارهٔ آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه، از مقدار بحرانی کوچک‌تر باشد (امامی و محرابیان، ۱۳۸۹: ۷۸/۳۶). با توجه به نتایج گزارش شده در جدول (۷)، آزمون یوهانسن در سطح ۹۵ درصد، تعداد رابطهٔ امکان‌پذیر بین متغیرهای مدل را حداکثر دو رابطه نشان می‌دهد که نسبت به برآورد دو رابطه با استفاده از روش اقتصادسنجی مناسب اقدام خواهد شد.

1. Co integration
2. Johansen Co integration Test
3. Trace
4. Maximum eignvalue

۵-۳- معرفی مدل و انتخاب روش برآورد ضرایب آن

جهت بررسی میزان تأثیرات متغیرهای صادرات نفت و گاز و قیمت نفت خام بر سیکل‌های تجاری یک مدل ادوار تجاری در قالب الگوی رگرسیون خطی در نظر گرفته شده است. داده‌ها به صورت سالانه و برای دورهٔ زمانی (۱۳۸۶-۱۳۵۰) به کار رفته‌اند و متغیرها به صورت لگاریتمی مورد استفاده قرار گرفته‌اند. فرم تبعی مدل مورد استفاده و تبیین داده‌ها به قرار زیر است:

$$CLGDP = f\ (LEXOIL, LPOIL) \qquad (۱۳)$$

در این مدل، لگاریتم تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده که پس از روندزدایی توسط فیلتر هادریک - پرسکات، سری مورد نظر نشان‌دهندهٔ سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران می‌باشد. متغیرهای توضیحی نیز شامل لگاریتم صادرات نفت و گاز و همچنین لگاریتم قیمت نفت خام می‌باشند. متغیرهای مذکور علاوه بر دارا بودن شرایط علت سیکل‌های تجاری (متغیرهای پیشرو با همبستگی بالا که تغییرپذیری نسبی بالایی نیز دارند)، بدین جهت که در بروز نوسانات در اقتصاد تک محصولی متکی بر نفت ایران نقش مؤثری را ایفا می‌کنند، آورده شده‌اند. برای انجام تجزیه و تحلیل‌های آماری و انجام روش‌های اقتصادسنجی در این بررسی از نرم افزار *EViews* 6.0 استفاده شده است. برای برآورد ضرایب متغیرهای مستقل مدل با توجه به خصوصیات مدل و همچنین شرایط حاکم بر اقتصاد ایران طی دورهٔ مورد بررسی از روش پیشرفته اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، استفاده خواهد شد. دلیل استفاده از این برآوردکننده این است که با توجه به بروز شکست‌های ساختاری در روند طبیعی متغیرها به علت حوادثی چون انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی هشت سالهٔ ایران و عراق و نیز به کار گرفتن برنامه‌های متفاوت توسعه اقتصادی، بروز عارضهٔ واریانس ناهمسانی دور از انتظار نیست و نیز وجود ارتباط دورن زمانی بین متغیرها را نمی‌توان نادیده گرفت. به نظر می‌رسد تحت این شرایط، بهترین برآوردکنندهٔ قابل استفاده روش گشتاورهای تعمیم‌یافته باشد. چرا که این برآوردکننده نیازی به اطلاع دقیق از توزیع جملات اخلال ندارد. از طرفی استفاده از این برآوردکننده در شرایط مشابه، مورد تأکید مطالعات بسیاری در زمینهٔ بررسی سیکل‌های تجاری نیز قرار گرفته است.

۶-۴- برآورد ضرایب با استفاده از روش برآوردکنندهٔ گشتاورهای تعمیم‌یافته (*GMM*) و تحلیل آن‌ها

الگوی رگرسیونی خطی مورد نظر در این تحقیق به صورت زیر ارائه شده است:

$$Y_t = \alpha + \beta X_{1t} + \gamma X_{2t} + u_t \qquad (۱۴)$$

که با جایگزین کردن متغیرهای وابسته و توضیحی مورد نظر در مدل مذکور خواهیم داشت:

$$CLGDP_t = \alpha + \beta LEXOIL_t + \gamma LPOIL_t + u_t \qquad (۱۵)$$

ابزارهای به کار گرفته شده در این برآورد مقادیر با وقفهٔ متغیر وابسته خواهد بود. برای به دست آوردن برآوردهای ضرایب توسط روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) باید شرایط گشتاور را به صورت یک شرط قطری[1] بین یک جمله، شامل پارامترها و مجموعه‌ای از متغیرهای ابزاری تعیین کنیم که شرایط قطری معادلهٔ رگرسیونی مذکور به صورت زیر هستند:

$$\sum\left(CLGDP_t - \alpha - \beta LEXOIL_t - \gamma LPOIL_t\right) = 0 \qquad (۱۶)$$

$$\sum\left(CLGDP_t - \alpha - \beta LEXOIL_t - \gamma LPOIL_t\right) LGDP_t(-1) = 0 \qquad (۱۷)$$

$$\sum\left(CLGDP_t - \alpha - \beta LEXOIL_t - \gamma LPOIL_t\right) LGDP_t(-2) = 0 \qquad (۱۸)$$

نتایج حاصل از برآورد ضرایب الگوی رگرسیونی مورد نظر، با استفاده از برآوردکنندهٔ گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) در گام اول نشان از بروز مشکلی به نام خود همبستگی میان اجزاء اخلال دارد. تخمین مدل‌هایی که دچار خود همبستگی هستند کارایی تخمین‌زننده‌ها را زیر سؤال می‌برد. بنابراین باید اقدام به رفع خود همبستگی‌کنیم. از آنجایی که در معادلهٔ رگرسیونی مذکور، خود همبستگی از نوع فرایندهای خودتوضیح[2] (AR) است، جهت رفع خود همبستگی جملات AR را با وقفهٔ لازم به عنوان متغیرهای توضیحی جدید وارد معادلهٔ رگرسیونی خواهیم کرد و معادلهٔ جدید به صورت زیر خواهد بود:

$$CLGDP_t = \alpha + \beta LEXOIL_t + \gamma LPOIL_t + \upsilon AR(1) + \varphi AR(2) + u_t \qquad (۱۹)$$

شرایط قطری معادله رگرسیونی مذکور به صورت زیر هستند:

$$\sum\left(CLGDP_t - \alpha - \beta LEXOIL_t - \gamma LPOIL_t - \upsilon AR(1) - \varphi AR(2)\right) = 0 \qquad (۲۰)$$

$$\sum\left(CLGDP_t - \alpha - \beta LEXOIL_t - \gamma LPOIL_t - \upsilon AR(1) - \varphi AR(2)\right) LGDP_t(-1) = 0 \qquad (۲۱)$$

$$\sum\left(CLGDP_t - \alpha - \beta LEXOIL_t - \gamma LPOIL_t - \upsilon AR(1) - \varphi AR(2)\right) LGDP_t(-2) = 0 \qquad (۲۲)$$

$$\sum\left(CLGDP_t - \alpha - \beta LEXOIL_t - \gamma LPOIL_t - \upsilon AR(1) - \varphi AR(2)\right) LGDP_t(-3) = 0 \qquad (۲۳)$$

$$\sum\left(CLGDP_t - \alpha - \beta LEXOIL_t - \gamma LPOIL_t - \upsilon AR(1) - \varphi AR(2)\right) LGDP_t(-4) = 0 \qquad (۲۴)$$

نتایج برآورد معادلهٔ (۱۹) به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته در جدول (۸) آورده شده است. با مقایسه آماره d_{DW} جدول (۸) با d_L و d_U جدول دوربین - واتسن[3] در می‌یابیم که خود همبستگی رفع شده‌است ($d_{DW} > d_L$). از طرفی با توجه به جدول مذکور، نتایج برآورد ضریب معادلهٔ مورد

1. Orthogonally condition
2. Autoregressive Processes
3. Durbin-Watson

نظر با استفاده از روش GMM نشان می‌دهد، همهٔ ضرایب از سطح معناداری مناسب برخوردار بوده و علامت ضرایب به دست آمده با علامت مورد انتظار نظریات اقتصادی سازگاری لازم را دارد. ضریب تشخیص[1] (R^2) و ضریب تشخیص تعدیل شدهٔ[2] ($\overline{R}^2$) معادله در سطح مناسبی قرار دارند (نزدیک به عدد ۱) و آمارهٔ دوربین – واتسن (DW) نیز در سطح مناسبی قرار دارد (نزدیک به عدد ۲)، از طرفی بزرگ‌تر بودن آمارهٔ دوربین – واتسن از ضرایب تشخیص، جعلی نبودن روابط را نشان می‌دهد.

جدول (۸): برآورد ضرایب معادلهٔ رگرسیونی (۱۹)

با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)

عنوان ضرایب	مقدار برآوردی	انحراف معیار	t استیودنت	سطح معناداری
α	-۰/۰۱۸۱۰۸	۰/۰۰۵۹۰۴	-۳/۰۶۷۰۶۵	۰/۰۰۴۸
β	۰/۰۰۲۶۷۱	۰/۰۰۰۷۳۴	۳/۶۳۹۴۱۷	۰/۰۰۱۱
γ	-۰/۰۰۲۷۵۱	۰/۰۰۰۸۰۳	-۳/۴۲۵۹۱۸	۰/۰۰۱۹
υ	۱/۰۵۷۸۹۱	۰/۰۳۰۵۵۶	۳۴/۶۲۰۹۶	۰/۰۰۰۰
φ	-۰/۷۵۳۸۸۷	۰/۰۳۶۰۶۰	-۲۰/۹۰۶۶۱	۰/۰۰۰۰
R^2	۰/۸۷۳۰۲۹			
$\overline{R}^2$	۰/۸۵۴۸۹۰			
DW	۱/۹۵۸۱۹۲			
J	۰/۱۰۴۰۳۶			

منبع: محاسبات تحقیق

باید به این نکته اشاره داشت که آمارهٔ J گزارش شده در برآوردهای GMM، آمارهٔ سارگان می‌باشد (مقدار تابع معیار GMM در پارامترهای تخمین زده شده)، آمارهٔ سارگان به صورت کای‌دو ($x^2(m-K)$) توزیع می‌شود که در آن k تعداد ضرایب تخمین‌زده شده و m تعداد ابزارهای به کار رفته است. برای مواردی که تعداد شرایط گشتاور m برابر با پارامترهای مجهول K باشد (مورد دقیقاً مشخص)، درجهٔ آزادی برابر صفر خواهد شد که در این صورت توزیع کای‌دو با درجهٔ آزادی صفر وجود ندارد که آزمون شود، در واقع در حالت دقیقاً مشخص، آمارهٔ مذکور صرفاً جهت مشخص کردن مقدار تابع معیار GMM در پارامترهای برآورد شده، گزارش گردیده است و نیازی به استفاده از آن جهت آزمون ابزارهای به کار رفته در تخمین، نمی‌باشد. صحیح بودن علامت ضرایب برآورد شده نیز از طریق تولید باقی‌مانده‌های پایا، از معادلهٔ رگرسیونی تخمین زده شدهٔ (۱۹) قابل استنتاج است.

1. R-squared
2. Adjusted R- squared

۵-۵- بررسی پایایی باقیمانده‌ها

آزمون هم‌انباشتگی، آزمونی بر وجود رابطهٔ تعادلی و نیز درستی تصریح مدل است و همچنین آزمونی برای گزینش متغیر خطای تصریح است. در این واقع هم‌انباشتگی به این معناست که اگر دو یا چند سری زمانی $I(1)$ باشند، آنگاه اجزاء اخلال $I(0)$ است؛ در واقع شرط لازم برای انجام آزمون هم‌انباشتگی آن است که متغیرها پایا از مرتبهٔ $I(1)$ باشند. این بررسی از طریق آزمون هم‌انباشتگی[1] باقی‌مانده‌ها[2] با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی انگل گرنجر تعمیم‌یافته[3] (AEG) و آزمون فلیپس - پرون[4] (PP) ارائه شده است. نتایج آزمون‌های مذکور به صورت زیر ارائه شده است:

جدول (۹): آزمون پایایی جزء اخلال در معادلهٔ رگرسیونی (۵-۲۶)
برای دورهٔ (۱۳۸۶-۱۳۵۰) (سطح)

متغیر	آمارهٔ دیکی - فولر تعمیم‌یافته (ADF)	مقدار بحرانی مک کینون	
		سطح معناداری ۵ درصد	سطح معناداری ۱ درصد
u	-۵/۴۳۰۷۸۴	-۳/۵۵۷۷۵۹	-۴/۲۷۳۲۷۷

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۱۰): آزمون پایایی جزء اخلال در معادلهٔ رگرسیونی (۵-۲۶)
برای دورهٔ (۱۳۸۶-۱۳۵۰) (سطح)

متغیر	آمارهٔ فیلیپس - پرون (PP)	مقدار بحرانی مک کینون	
		سطح معناداری ۵ درصد	سطح معناداری ۱ درصد
u	-۶/۱۳۲۲۲۷	-۳/۵۵۷۷۵۹	-۴/۲۷۳۲۷۷

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج حاصل از بکارگیری این آزمون‌ها دلیلی بر پایا بودن اجزاء اخلال معادلهٔ رگرسیونی(۱۹) است، در نتیجه می‌توان چنین استنباط کرد که رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها، به گونه‌ای که در این معادلهٔ رگرسیونی تصریح شده‌اند، وجود دارد.

1. Co integration
2. Residuals
3. Augmented Engle-Granger Test
4. Philips-Perron Test

نتیجه‌گیری

سیکل‌های تجاری، نوسانات منظم از رونق و رکود در فعالیت‌های اقتصادی حول مسیر رشد بلندمدت آن‌هاست. دربارهٔ علل پیدایش سیکل‌های تجاری و چگونگی انتقال آن به بخش‌های دیگر اقتصاد نظریه‌های مختلفی ارائه شده است. اما در مورد اینکه عملاً کدام یک از این علل دلیل اصلی پیدایش نوسانات سیکل‌های تجاری می‌شود، اتفاق نظر قطعی وجود ندارد. متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی جامع‌ترین معیار معرفی و شناسایی سیکل‌های تجاری است. در تحقیق حاضر برای استخراج سیکل‌های تجاری، سری زمانی تولید ناخالص داخلی حقیقی، توسط فیلتر آماری هادریک - پرسکات در دو مرحله تجزیه گردید که در دورهٔ زمانی بین سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۶ حداقل پنج سیکل تجاری و حداکثر شش سیکل تجاری تشخیص داده شد. متوسط دورهٔ چرخه‌ای بر اساس فاصلهٔ زمانی دو نقطه حضیض ۵/۶ سال و متوسط دوره بین دو نقطهٔ اوج ۶/۲ سال است و روند حرکت سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران طی دورهٔ بررسی به سمت رکود تمایل دارد. از طرفی هدف از این تحقیق بررسی نقش متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان بر نوسانات تولید ناخالص داخلی حقیقی در اقتصاد ایران می‌باشد. این متغیرها شامل متغیرهای تشکیل‌دهندهٔ درآمد ملی و سایر متغیرهایی تأثیرگذار در ایجاد سیکل‌های تجاری در یک اقتصاد می‌باشند. تغییرپذیری، هم‌حرکتی و پایداری شاخص‌های سیکل‌های تجاری به شمار می‌آیند که منشأهای بالقوه نوسانات را شناسایی می‌کنند. به طور کلی بر اساس شاخص‌های سیکل‌های تجاری، برای شناسایی علت سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران، دو معیار تغییرپذیری نسبی بالا و پیشرو بودن معرفی شده است. با توجه به تحلیل‌های آماری صورت گرفته متغیرهای صادرات نفت و گاز با یک وقفه پیشروی و قیمت نفت خام نیز با دو وقفه پیشروی، این دو شرط را دارامی‌باشند و در واقع در گام اول می‌توان آن‌ها را به عنوان محرک اصلی سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران معرفی کرد. پس از شناسایی متغیرهای پیشرو و بالاخص علت سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران، لازم است که میزان تأثیرات این متغیرها را بر سیکل‌های تجاری اندازه‌گیری نماییم. جهت بررسی میزان تأثیرات متغیرهای مذکور بر سیکل‌های تجاری یک مدل ادوار تجاری در قالب الگوی رگرسیون خطی در نظر گرفته شد و برای برآورد ضرایب متغیرهای توضیحی مدل با توجه به خصوصیات مدل و همچنین شرایط حاکم بر اقتصاد ایران طی دورهٔ مورد بررسی، از روش پیشرفته اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، استفاده شد. نتایج برآورد ضرایب مدل مورد نظر با استفاده از روش GMM نشان می‌دهد، متغیر صادرات نفت و گاز تأثیری مثبت بر سیکل‌های تجاری دراقتصاد ایران بر جای گذاشته است. بنابراین تغییرات افزایشی در این متغیر باعث در شکاف تولید ناخالص داخلی واقعی و تشدید سیکل‌های تجاری خواهد شد. ضریب برآورد شده برای متغیر قیمت نفت خام نیز نشان می‌دهد که متغیر قیمت نفت خام در اقتصاد

ایران، تأثیر منفی بر جریان حرکت سیکل‌های تجاری داشته است. بر این اساس، افزایش در قیمت نفت خام باعث کاهش در شکاف تولید ناخالص داخلی واقعی و تخفیف در سیکل‌های تجاری خواهد شد. این مسئله با آنچه در تئوری سیکل‌های تجاری مطرح است هماهنگی کامل دارد. به عبارت دیگر می‌توان گفت، متغیرهای صادرات نفت و گاز و قیمت نفت خام، در تبیین و توضیح تغییرات سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران نقش مؤثری را ایفا می‌کنند.

هدف اصلی تمامی سیستم‌های اقتصادی، ایجاد فضای با ثبات اقتصادی و رشد اقتصادی پایدار می‌باشد. همان طور که نتایج تحقیق حاضر نشان داد، نوسانات سیکلی در اقتصاد ایران، تحت عوامل برونزا یا به عبارتی دیگر تکانه‌های سمت عرضه قرار گرفته است. اما باید به این نکته توجه داشت که علاوه بر تکانه‌های تصادفی برونزا، فرایندهای درونزا نیز سیکل‌های تجاری را تحت تأثیر قرار می‌دهند. در واقع عوامل درونی در ساختار اقتصاد ایران نیز می‌تواند به شدت یافتن این نوسانات سیکلی دامن بزند. با توجه به نتایج اخذ شده از تحلیل‌های موجود در این تحقیق، اقتصاد ایران،اقتصادی دارای ساختار نوسانی شناسایی گردید. علت این نوسانات در بخش انرژی و به طور دقیق‌تر قیمت‌های جهانی نفت و خصوصاً صادرات نفت و گاز معرفی گردید. جهت رسیدن به هدف ثبات اقتصادی و پایدارسازی روند رشد اقتصادی، توصیه‌هایی بدین شرح ارائه می‌گردد. با توجه به وضعیت اقتصاد ایران که در دورهٔ مورد بررسی تشخیص داده شد که در فاز رکودی به سر می‌برد، سیاست‌های افزایشی تقاضا اعم از سیاست‌های انبساطی پولی (از قبیل افزایش حجم نقدینگی) و سیاست‌های مالی انبساطی (از قبیل افزایش مخارج دولت)، نه تنها برای پایدارسازی و تداوم رشد اقتصادی مثمر ثمر نیست بلکه دارای اثرات سوء، نیز می‌باشد. چرا که وقوع رکود اقتصادی معمولاً با اتخاذ سیاست‌های انبساطی تقاضا منجر به تشدید تورم و وخیم‌تر شدن اوضاع رکودی خواهد شد و به عبارت دیگر تورم رکودی را به همراه خواهد داشت. پس باید عنوان کرد لازمهٔ ایجاد یک محیط با ثبات اقتصادی، اتخاذ سیاست‌های مالی و پولی مناسب و باثبات است که این امر در نهایت منجر به مهار تورم نیز می‌گردد. از سوی دیگر اتخاذ روش‌های مناسب و کارآمد برای کنترل صادرات انرژی، بالاخص صادرات نفت و گاز که در این تحقیق علت اصلی سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران معرفی گردید و در کنار آن کنترل و نظارت بر مصرف داخلی از منابع نفت و گاز، تأثیر بسزایی بر درآمدهای ارزی دولت خواهد داشت. عامل مهم دیگر در پایدارسازی و استمرار رشد اقتصادی، توجه به صادارات غیرنفتی خصوصاً در بخش خدمات است. توسعهٔ صادرات غیرنفتی علاوه بر به همراه داشتن رشد پایدار اقتصادی موجب کاهش آثار منفی ناشی از نوسان‌های جهانی قیمت نفت بر اقتصاد کشور خواهد شد. لازمهٔ دستیابی به این هدف، ایجاد فضای باثبات اقتصادی و سیاسی در داخل کشور، ایجاد ثبات در سیاست‌های تجارت خارجی، افزایش قدرت رقابت بین‌المللی در تولیدات نهایی داخلی، توسعهٔ صادرات خدمات به عنوان جایگزینی برای صادرات کالاهای اولیه (از قبیل نفت و گاز)، کنترل واردات از طریق اعمال تعرفه‌های مناسب (به خصوص در بخش خصوصی) و در نهایت اتخاذ تدابیر لازم برای حفظ بازارهای مصرف خارجی، می‌باشد.

منابع

الف- فارسی

۱. **آمارنامه اقتصادی (۱۳۸۳-۱۳۵۳)**، پژوهشکده امور اقتصادی، تهران.

۲. **آمارهای اقتصادی (۱۳۷۴-۱۳۳۸)**، معاونت امور اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی، تهران، ۱۳۷۶.

۳. امامی، کریم؛ محرابیان، آزاده؛ «**تأثیر نوسان‌های چرخه‌های تجاری بر رشد اقتصادی در ایران**»، فصل‌نامه پژوهش‌نامه اقتصادی، پژوهشکده امور اقتصادی، ۱۳۸۹، شماره ۳۶.

٤. **بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی**، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

٥. بیدرام، رسول؛ ***EViews همگام با اقتصادسنجی***، انتشارات منشور بهره‌وری، تهران، ۱۳۸۱.

٦. دلالی‌اصفهانی، رحیم؛ شجری، هوشنگ؛ رنانی، محسن؛ دل‌انگیزان، سهراب؛ ۱۳۸۶، «**ارائه یک مدل معادلات تفاضلی برای بررسی دوره‌های تجاری (مورد کاوی تجربی اقتصاد ایران) (۱۳۸۳-۱۳۵۳)**»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۶، شماره ۸۰.

۷. شیرین‌بخش، شمس‌الله؛ حسن خونساری، زهرا؛ ***کاربرد EViews در اقتصادسنجی***، پژوهشکده امور اقتصادی، تهران، ۱۳۸۴.

۸. طیب‌نیا، علی؛ قاسمی، فاطمه؛ «**نقش تکانه‌های نفتی در چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران**»، پژوهش‌نامه اقتصادی، ۱۳۸۵، شماره ۲۲.

۹. عباسی‌نژاد، حسین؛ شاهمرادی، اصغر؛ کاوند، حسین؛ «**برآورد یک مدل ادوار تجاری واقعی برای اقتصاد ایران با استفاده از رهیافت فیلتر کالمن و حداکثر راست‌نمایی**»، مجلهٔ تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۸، شماره۸۹.

۱۰. کریمی، فرزاد؛ پیراسته، حسین؛ طیبی، سید کمیل؛ «**ارزیابی عوامل مؤثر بر همزمانی چرخه‌های تجاری در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی(*OIC*)**»، فصل‌نامه پژوهش‌نامه اقتصادی، پژوهشکده امور اقتصادی، ۱۳۸۸، شماره ۳۵.

۱۱. گرجی، ابراهیم؛ اقبالی، علیرضا؛ «**بررسی و برآورد سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران، فصل‌نامه پژوهش‌نامه اقتصادی**»، پژوهشکده امور اقتصادی، ۱۳۸۸، شماره ۳۳.

۱۲. گرجی، ابراهیم؛ میرسپاسی، آرزو؛ «**بررسی تئوریک سیکل‌های تجاری و علل پیدایش آن در اقتصاد ایران**»، چاپ و نشر بازرگانی وابسته به مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران، ۱۳۸۱.

۱۳. **لوح فشرده نماگرهای اقتصاد ایران (نسخه ۱)**، مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، دفتر بررسی‌های اقتصادی، تهران، ۱۳۸۳.

۱٤. موسوی، نجمه‌السادات؛ «**مطالعهٔ سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران و تجزیه و تحلیل علل ایجاد آن**»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات خوزستان، دانشکده اقتصاد، ۱۳۸۹.

۱٥. نوفرستی، محمد؛ ***ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی***، انتشارات مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، تهران، ۱۳۷۸.

۱٦. هوشمند، محمود؛ فلاحی، محمدعلی؛ توکلی قوچانی، سپیده؛ ۱۳۸۷، «**تحلیل ادوار تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از فیلتر هادریک - پرسکات**»، مجله دانش و توسعه، ۱۳۸۷، شماره ۲۲.

ب- لاتین

17. Arbi, Farooq, "**Long-run Trend, Business Cycle Short-run Shocks in Real GDP**", State Bank of Pakistan, 2001.
18. Baum, Christopher F; Schaffer, Mark E; "**Instrumental variables and GMM: Estimation and testing**", The Stata Journal, 2003, Number 1.
19. **British Petroleum** http://www.bp.com/statisticalreview.
20. Christiano, Lawrence J; den Haan, Wouter, "**Small Sample Properties of GMM for Business Cycle Analysis**", Federal Reserve Bank of Minneapolis, Research Department Staff Report 199, 1995.
21. **EViews 6.0 Users Guide I**.
22. Hansen, Lars Peter; "**Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators**", Econometric, Vol. 50, 1982, No. 4.
23. Hodrick, Robert J; Prescott, Edward C; "**Postwar U. S. Business Cycles: An Empirical Investigation**", Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 29, NO.1, Copyright 1997 by the Ohio State University Press.
24. Kamil, Herman; Lorenzo, Fernando; "**Business Cycle Fluctuations in a Small Open Economy: The Case of Uruguay**", 1998.
25. Leitner, Sandra M; "**the Business Cycle in the Philippines**", Discussion Paper Series, 2005, No.10.
26. Lucas, R. E; "**Understanding Business Cycles**", in K. Brunner & A. H. Meltzer (eds), Stabilization of the Domestic and International Economy, Amsterdam and New York: North-Holland, 1977.
27. Malleya, James R; Muscatelli, V; Anton, Woitek Ulrich; "**Real business cycles, sticky wages or sticky prices?**", The impact of technology shocks on US manufacturing, European Economic Review 49, 2005.
28. Metz, Rainer; **Comment on "Stock markets and business cycle co movement in Germany before World War I**": Evidence from spectral analysis, Journal of Macroeconomics 31, 2009.
29. Rose, Andrew K; "**Understanding Business Cycle Synchronization: Is Inflation Targeting Paving the way to Asian Monetary Union2**", 2009.
30. Wooldridge, Jeffrey M; "**Applications of Generalized Method of Moments Estimation**", Journal of Economic Perspectives, vol. 15, 2001, Number 4.
31. Zhao, Min; Hsu, Minchung; "**China's Real Business Cycles and Fiscal Policies between (1954, 2004)**", Productivity and Policy Changes, Draft on September 14, 2008.

شناخت روابط علّی میان مؤلفه‌های حکمرانی خوب در کشورهای در مخاطره نفرین منابع طبیعی

حسین میرشجاعیان حسینی[1]
دکتری اقتصاد دانشگاه تهران
فرهاد رهبر[2]
دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

تاریخ دریافت: ۸۸/۱۰/۱۴
تاریخ تأیید: ۸۹/۱۲/۰۴

چکیده

ساکس و وارنر[3] (۱۹۹۵) با ارائه نظریه «نفرین منابع طبیعی» این ایده را مطرح کردند که کشورهای دارای منابع طبیعی غنی از رشد کمتری نسبت به کشورهای صاحب منابع کم برخوردارند. الگوهای متفاوتی از جمله تفاسیر مبتنی بر مدل‌های بیماری هلندی، الگوهای رانت جویانه، مدل‌های حمایت و تفاسیر نهادی برای توجیه و یا توضیح پدیده نفرین منابع طبیعی طراحی گشته‌اند. آنچه امروزه به عنوان یک اجماع مورد پذیرش قرار گرفته آن است که میزان منابع طبیعی یک کشور نمی‌تواند نشان‌دهنده ظهور و یا وجود پدیده نفرین منابع طبیعی باشد و آنچه این پدیده را به وجود می‌آورد، نهادهای ناکارآمد و حکمرانی بد در کشورهای صاحب منابع غنی طبیعی است. مقاله حاضر تلاش می‌کند تا با بررسی مفهوم و ابعاد توسعه نهادی، نحوه اثرگذاری مؤلفه‌های حکمرانی خوب بر یکدیگر را در کشورهایی که در مخاطره نفرین منابع طبیعی قرار دارند شناسایی نماید و از این مسیر، پیشنهادهایی برای بهبود کیفیت نهادی در این کشورها ارائه دهد. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که در کنار روابط وسیع علی میان مؤلفه‌های حکمرانی خوب، دو شاخص کنترل فساد و کیفیت قوانین و مقررات دارای اولویت‌های نخست در افزایش کیفیت نهادی کشورهای در مخاطره منابع طبیعی هستند. این بدان دلیل است که دو مؤلفه فوق بیشترین اثر علی را بر دیگر مؤلفه‌های حکمرانی خوب می‌گذارند، در حالی که کمترین تأثیر را از آن‌ها می‌پذیرند.

واژگان کلیدی: نفرین منابع طبیعی، حکمرانی خوب، آزمون علیت گرنجر
طبقه‌بندی موضوعی: O17, O13, C23

مقدمه

مقاله ساکس و وارنر[4] (۱۹۹۵)، حوزه جدیدی از ادبیات توسعه را گشود که به نظریه «مصیبت و یا نفرین منابع طبیعی»[5] مشهور گشت. این دو نویسنده معتقد بودند که کشورهای با منابع غنی طبیعی از رشد کمتری نسبت به کشورهای با منابع اندک طبیعی برخوردارند. بر اساس

1. E-mail: mirshojaeian@ut.ac.ir
2. E-mail: frahbar@ut.ac.ir
3. Sachs and Warner
4. Sachs and Warner
5. Natural resource curse

مطالعات آن‌ها، افزایش یک انحراف معیار در حجم منابع طبیعی موجب کاهش تقریباً یک درصدی رشد اقتصادی در هر سال خواهد شد (Sachs & Warner, 1995 & 2001). از آن زمان تاکنون، حجم وسیعی از مطالعات توسط مکاتب مختلف اقتصادی بر روی این پدیده صورت گرفته است. از مهم‌ترین این تحقیقات می‌توان به مطالعات مبتنی بر تئوری‌های بیماری هلندی، تحلیل‌های رانت‌جویی، مدل‌های حمایت و تفاسیر مبتنی بر مدل‌های ساختارگرایی و نهادگرایی اشاره کرد.

با گذشت زمان و انجام تحقیقات جدید، نظریه «نفرین منابع طبیعی» ابعاد تازه‌ای یافته است. نخست آنکه در نظر بسیاری از محققین، استفاده مرسوم از شاخص سهم صادرات منابع طبیعی در تولید ناخالص داخلی بیش از آنکه نشان‌دهنده «فراوانی منابع طبیعی» در کشورها باشد، بیانگر میزان «وابستگی کشورها به منابع طبیعی» است. دوم آنکه بسیاری از تحقیقات نشان می‌دهند «فراوانی منابع طبیعی» به معنای حجم منابع طبیعی در یک کشور، رابطه با معنا و البته مثبتی با رشد اقتصادی کشورها دارد. سوم اینکه آنچه مصیبت و یا موهبت بودن منابع طبیعی را مشخص می‌سازد، کیفیت نهادی حاکم بر کشورها است.

با دانستن این موضوع که شاه کلید ممانعت و یا فرار از پدیده نفرین منابع طبیعی توسعه نهادی کشورها است، مقاله حاضر تلاش می‌کند، نحوه اثرگذاری مؤلفه‌های حکمرانی خوب بر یکدیگر را در کشورهایی که در مخاطره نفرین منابع طبیعی قرار دارند شناسایی نماید و از این مسیر، پیشنهاداتی برای بهبود کیفیت نهادی در این کشورها ارائه دهد. از این رو، در ابتدا کشورهای مذکور با شاخص میزان وابستگی به منابع طبیعی شناخته شدند. سپس با استفاده از آزمون علیت گرنجر و مدل‌های پویایی GMM، نحوه تعامل و اثرگذاری میان مؤلفه‌های حکمرانی در این کشورها مورد ارزیابی قرار گرفت. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که در کنار روابط وسیع علی میان مؤلفه‌های حکمرانی خوب، دو شاخص کنترل فساد و کیفیت قوانین و مقررات دارای اولویت‌های نخست در افزایش کیفیت نهادی کشورهای در مخاطره منابع طبیعی هستند و دیگر مؤلفه‌ها در اولویت‌های بعد قرار خواهند گرفت. این بدان دلیل است که دو مؤلفه فوق بیشترین اثر علی را بر دیگر مؤلفه‌های حکمرانی خوب می‌گذارند، در حالی که کمترین تأثیر را از آن‌ها می‌پذیرند.

۱- نظریه «نفرین منابع طبیعی»: تحلیل نظری و یافته‌های تجربی

به راحتی می‌توان دید که درآمد و هزینه در صنایع استخراج‌کننده منابع طبیعی، تناسبی با هم ندارند. درآمد سرشار به همراه هزینه اندک استخراج به معنای رانت هنگفتی است که افراد کنترل کننده منابع از آن منتفع می‌شوند. در حالتی که رانت به وجود آمده می‌تواند موهبتی الهی برای یک کشور به شمار آید، اما هم زمان ممکن است زمینه را برای سوء مدیریت اقتصادی و سیاسی در

جامعه فراهم سازد. این سؤال که منابع طبیعی و اتکاء بر درآمد آن چگونه بر اقتصاد کشورها اثر می‌گذارند، برای دهه‌ها مورد پرسش اقتصاددانان بوده است. در دهه ۱۹۵۰، پیروان مکتب ساختارگرایی توجه خود را معطوف اثرات کاهش و یا نوسانات شدید قیمت محصولات خام طبیعی و عدم ارتباط بخش استخراج‌کننده با سایر بخش‌های اقتصادی نمودند (هیرشمن[1]، ۱۹۵۸). اما هیچ‌گاه این توجهات با آزمون تجربی همراه نبود و عملاً قالبی منسجم نیافت. شاید بتوان گفت که مطالعه ساکس و وارنر[2] (۱۹۹۵) توانست مجموعه مطالعات پیشین در خصوص توسعه اقتصادی و نهادی (ساختاری) کشورهای منبع خیز را در قالب نظریه «نفرین منابع طبیعی» جمع‌آوری کرده و به آن جانی تازه بخشد. آن چنانکه گفته شد، این نظریه با این ایده زاییده گشت که کشورهای دارای منابع طبیعی غنی از رشد کمتری نسبت به کشورهای صاحب منابع فقیر برخوردارند (Sachs & Warner, 1995: 26–28). اقتصاددانان و دانشمندان علوم سیاسی هر یک تلاش نمودند تا تفسیری از این پدیده ارائه نمایند. این تفاسیر را می‌توان در چهار قالب نظریه بیماری هلندی[3]، الگوهای رانت‌جویی[4]، مدل‌های حمایت[5] و تفاسیر تخریب نهادی[6] جای داد. در بخش‌های ذیل به اختصار به توضیح هر یک از تفاسیر چهارگانه پرداخته خواهد شد.

۱-۱- نظریه بیماری هلندی

نظریه بیماری هلندی معتقد است که رونق در بخش تولید و استخراج منابع طبیعی موجب انحراف عوامل تولید (اعم از نیروی کار و سرمایه) از بخش‌های دیگر اقتصادی به سوی این بخش می‌شود. این در حالی است که اگر این بخش‌ها قادر به فعالیت آزادانه و رقابتی بودند، رشد اقتصادی در بلندمدت نصیب کشور می‌شد. از دیگر تبعات این پدیده، تقویت پول داخلی در مقابل ارزهای خارجی است که موجب کاهش صادرات بخش‌های مولد اقتصادی، خروج سرمایه و نیروی کار از بخش صنعت و در نتیجه افزایش هزینه‌های این بخش می‌گردد. البته این تفاسیر احتیاج به فرض مکملی دارد و آن این است که بخش صنعت به واسطه اثرات خارجی مثبت و یا صرفه‌های مقیاس فزاینده، همچون موتور رشد اقتصاد ایفای نقش می‌کند (رحمانی و گلستانی، ۱۳۸۸).

مطالعات تجربی اندکی بیماری هلندی را به عنوان عامل نفرین منابع طبیعی مورد تأیید قرار می‌دهند. به عنوان مثال، آتی[7] (۲۰۰۱) نشان می‌دهد که تجارب کشورهای توسعه‌یافته و یا در حال توسعه دارای منابع غنی طبیعی، بسیار متفاوت است و استثنائات فراوانی را می‌توان یافت که منابع

1. Hirschman
2. Sachs & Warner
3. Dutch disease
4. Rent-seeking
5. Patronage
6. Destruction of institutions
7. Auty

طبیعی خود را در جهت ساختن اقتصادهایی به روز و موفق به کـار بـرده‌انـد. گذشـت زمـان و انجـام تحقیقات بیشتر، ابعاد جدیدی را در این حوزه نمایان ساخته که در نهایت به تقویت تفاسیر دیگـر در مقابل تحلیل بیماری هلندی منجر گشته اسـت. نخـستین یافتـه آن اسـت کـه غالبـاً آنچـه بـه عنـوان «فراوانی منابع طبیعی» در تحقیقات نظریه نفرین منابع طبیعی - از جمله سـاکس و وارنـر (۱۹۹۵) - نام برده شده است، با شـاخص نـسبت صـادرات مـواد خـام طبیعـی (چـه متمرکـز و چـه پراکنـده) به تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری شده است که بیش از آنکه نشان‌دهنده فراوانی منـابع طبیعـی باشد، نشانگر وابستگی به درآمد منابع طبیعی است. دوم اینکه، تحقیقات متعدد نشان می‌دهند که فراوانی منابع طبیعی به معنای حجم منابع طبیعی یـک کـشور، رابطـه بـا معنـا و مثبتـی بـا رشـد اقتصادی و نهادی کشورها دارد (Brunnschweiler & Bulte, 2008: 248-264). سوم آنکه، اگر چه لزوماً وابستگی به منابع طبیعی شرط لازم برای ظهور پدیده نفـرین منـابع طبیعـی اسـت، امـا بی‌شک شرط کافی آن نیـست. در واقـع، آنچـه امکـان تبـدیل رانـت منـابع طبیعـی بـه پدیـده‌ای نفرین‌آمیز را فراهم می‌آورد، قانون اساسی و نهادهای ناکارآمد در کشورهای صاحب منابع است. درآمد ناشی از صادرات منابع طبیعی می‌تواند به طور غیرمستقیم و از طریق از بین بردن انگیـزه اصلاحات، بهبود زیر ساخت‌ها و یا ایجاد ساختار مالیاتی کارآمـد، موجـب آسـیب جـدی نهادهـا گردد و یا با ایجاد رقابت و یا نبرد میان دولتمردان در جهت کنتـرل رانـت منـابع، آن را بـه طـور مستقیم دچـار افـول کنـد (Harford & Klein, 2005: 1-4). در بخـش‌هـای بعـد بـه اختـصار در خصوص الگوهای جایگزین بیماری هلندی سخن رانده خواهد شد.

۱-۲- الگوهای رانت‌جویی

الگوهای رانت‌جویی بر تصمیم و عملکرد افراد جامعه به جز نخبگان سیاسی متمرکـز مـی‌شـود (Caselli & Cunningham, 2007: 1-15). در این الگوها که به مدل‌های غیرمتمرکز اقتصاد سیاسی نفرین منابع طبیعی[1] نیز معروفند، افراد جامعه می‌بایست بین تخصیص نیرو، زمـان و اسـتعداد خـود میان فعالیت‌های تولیدی و فعالیت‌های رانت‌جویانه تصمیم‌گیری کنند. بـه طـور کلـی، رانـت منـابع طبیعی دارای دو اثر متضاد بر اقتصاد است. از یک طرف این رانت موجب افزایش درآمد در اقتصاد می‌شود، اما در مقابل انگیزه جابجایی افراد از فعالیت‌های کارآفرینانه به فعالیت‌های رانت‌جویانـه را نیز فراهم می‌آورد (Kolstad &...:2009: 5320).

ادبیات وسیعی حول نظریه رانت‌جویی شکل گرفته است که هر یک تلاش می‌کننـد بـه روشـی اثرات خارجی رانت‌جویی در اقتصاد و یا سیاست را مدل‌سازی کنند. از مهم‌ترین مطالعـات در ایـن

1. Decentralized political economy models of the resource curse

خصوص می‌توان به تورنل و لین[1] (۱۹۹۹)، تورویک[2] (۲۰۰۲)، مهلوم[3] و همکاران (۲۰۰۶) و هودلر[4] (۲۰۰۶) اشاره نمود. به عنوان مثال، در الگوی تحلیلی مهلوم و همکاران (۲۰۰۶) کارآفرینان در دو دسته تولیدکنندگان و رانت‌جویان جای می‌گیرند. در بخش تولیدی اقتصاد، کارآفرینان در فرایند رقابتی و با اثرات خارجی مثبت تقاضا مواجه‌اند، بدین معنا که خروج هر یک از آنان از بازار به معنای افزایش تقاضا برای بازماندگان است. اما اگر کارآفرینی دست به رفتارهای رانت‌جویانه زند، تقاضا را برای دیگر تولیدکنندگان کاهش داده و در نتیجه، سودآوری آنان به شدت تقلیل می‌یابد. زمانی که بدین صورت هزینه فرصت رانت‌جویی کاهش یابد، دیگر تولیدکنندگان نیز به فعالیت‌های رانت‌جویانه روی می‌آورند که نتیجه آن بزرگ‌تر شدن اثر جابجایی در اقتصاد خواهد بود.

اینکه در نهایت چه الگوی ترکیبی تولیدی - رانت‌جویی پدید آید، به سودآوری نسبی فعالیت‌های تولیدی و رانت‌جویی بستگی دارد که آن خود نیز تابعی از کیفیت نهادهایی در جامعه است که وظیفه حمایت از حقوق مالکیت و یا به صورت کلی، حکومت قانون را بر عهده دارند. این بدان معنا است که اقتصاد همواره میان دو الگوی حدی در نوسان است. نخست الگویی که در آن کیفیت نهادی بالا است و فعالیت‌های اقتصادی همه در بخش تولیدی صورت می‌پذیرد و دوم الگویی که در آن کیفیت نهادی پایین است و تمامی تولیدکنندگان روی به فعالیت‌های رانت‌جویانه می‌آورند. از این رو می‌توان گفت در صورت بالا بودن کیفیت نهادی در جامعه، فراوانی منابع طبیعی نعمت و در صورت پایین بودن آن، نقمت و مصیبت به شمار خواهد رفت.

۱-۳- مدل‌های حمایت

مدل‌های حمایت و یا مدل‌های متمرکز اقتصاد سیاسی نفرین منابع طبیعی[5] بر محوریت تصمیمات سیاست‌مدارانی که بر اقتصادهای منبع خیز حکمرانی می‌کنند طراحی شده است. در اینجا نیز سیاست‌مداران مخیر به تخصیص منابع بین دو دسته فعالیت‌های رانت‌جویانه و یا کارآفرین هستند. کاسلی و کانینگهام[6] (۲۰۰۷) معتقدند که رانت منابع طبیعی از دو جهت بر تصمیم‌گیری سیاست‌مداران و نخبگان سیاسی تأثیر می‌گذارد. نخست ارزش حفظ قدرت و حکمرانی را افزایش می‌دهد، زیرا حکومت بیشتر به معنای کنترل طولانی‌تر منابع طبیعی و منافع ناشی از آن است. اما در مقابل، پول و قدرت بیشتر انگیزه‌ای است برای مخالفان تا برای به دست آوردن آن سیاست‌مداران حاکم را به چالش کشند.

---

1. Tornel and Lane
2. Torvik
3. Mehlum
4. Hodler
5. Centralized political economy models of the resource curse
6. Caselli & Cunningham (2007)

این جاذبه و دافعه می‌تواند به دو عکس‌العمل متفاوت از سوی دولت منتهی شود. نخستین عکس‌العمل، تخصیص منابع به فعالیت‌هایی است که جایگاه سیاسی دولت را تقویت نماید و یا به عبارت دیگر، حمایت لازم سیاسی برای بقا و یا انتخاب مجدد آن را فراهم سازد. این امر می‌تواند در سیاست‌های حمایتی اجرا شود، بدین صورت که دولت شغل‌های بخش عمومی را به حامیان سیاسی خود واگذار نماید و یا منابع عمومی را در فعالیت‌های سیاسی دلخواه خود سرمایه‌گذاری کند. رانت منابع این بار را از دوش سیاست‌مداران حاکم بر می‌دارد که به مردم توضیح دهند، چگونه پول مالیات‌دهندگان را خرج نموده‌اند. این امر دست آنان را برای مصارف و طرح‌های غیرمفید اما از نظر سیاسی بااهمیت باز می‌گذارد که البته آنان نیز به پاس زحمات فراوانشان، از فواید طرح‌ها و یا جریان مالی آن، بی‌نصیب نخواهند ماند. استیونز و دایچ[1] (۲۰۰۸)، کارل[2] (۱۹۹۷) و راس[3] (۲۰۰۱) نشان داده‌اند که رانت منابع موجب پرداخت‌های افزایشی و البته ناکارآمد و ناپایدار کشورها با اهداف حمایتی و سیاسی شده است. منابع معدنی گران قیمت مانند الماس که البته برای استخراج آن نیاز به تکنولوژی پیشرفته‌ای نیست، نمونه‌ای بارز از جدال رانت‌جویانه میان جریان حاکم، رقبای سیاسی و یا مردم محلی است. جنگ بر سر این منابع، عامل بسیاری از خشونت‌ها در کشورهایی مانند سیرالئون، لیبریا، آنگولا و جمهوری دموکراتیک کنگو بوده است (Olsson , 2003 & 2005). حرکت‌های جدایی‌طلبانه در مناطق نفت‌خیز جنوب کشورمان را نیز می‌توان در این چارچوب تحلیل نمود.

اما در مقابل، دولتی که مقید به رفتار قانونی در یک چارچوب نهادی کارآمد است می‌تواند برای افزایش محبوبیت سیاسی خود از ابزارهای کارای اقتصادی مانند کاهش مالیات‌ها بهره برد که هم افق زمامداری سیاست‌مداران را طولانی‌تر می‌سازد و هم با افزایش پس‌اندازها، نرخ سرمایه‌گذاری در جامعه را افزایش می‌دهد. مثالی دیگر از این رفتارهای دوگانه، خرید رأی‌دهندگان و یا سرکوب مخافان در مقابل تقویت بخش خصوصی به منظور کسب حمایت و رأی آنان است. در اینجا نیز می‌توان گفت که رانت منابع طبیعی لزوماً منجر به ناکارایی سیاسی نمی‌شود. آنچه در نهایت به ظهور و یا عدم ظهور پدیده نفرین منابع طبیعی می‌انجامد بدین نکته بستگی خواهد داشت که سیاست‌مداران در چه چارچوب نهادی اقدام به تصمیم‌گیری می‌کنند. شفافیت در نظام تصمیم‌گیری، اجبار در پاسخگویی و نیاز به اعتبار سیاسی جهت کسب آراء در انتخابات دموکراتیک آتی، انگیزه سیاست‌مداران برای سرکوب و از دور خارج کردن مخالفان را به شدت کاهش می‌دهد (Robinson & …, 2006: 447-468).

1. Stevens and Dietsche
2. Karl
3. Ross

اندرسن و اسلاکسن[1] (۲۰۰۸) معتقدند که ساختار دموکراتیک حکومت نیز بر ظهور این پدیده مؤثر است. آنان معتقدند کشورهایی که از نظام پارلمانی برخوردارند کمتر از کشورهای با نظام ریاست جمهوری در معرض پدیده نفرین منابع طبیعی قرار دارند، زیرا نظام‌های ریاست جمهوری دارای گرایش هر چه بیشتر به سوی اقلیت‌های قدرتمند و گروه‌های فشار بانفوذ می‌باشند.

۱-۴- مدل‌های تخریب نهادی

چهارمین دسته از تفاسیر پشتیبان نفرین منابع طبیعی، در قالب ارتباط میان منابع طبیعی و نهادها جای می‌گیرد. اتکینسون و همیلتون[2] (۲۰۰۳) معتقدند که پدیده نفرین منابع طبیعی به واسطه عدم توانایی کشورها در مدیریت پایدار درآمدهای ناشی از فروش منابع طبیعی به وجود می‌آید که در نهایت به کاهش و یا منفی شدن «نرخ پس‌انداز واقعی[3]» می‌انجامد.

آتی (۲۰۰۱) معتقد است که کشورهای منبع‌خیز به خصوص آنانی که صاحب منابع متمرکز[4] (مانند نفت و گاز، معادن و جنگل‌ها) می‌باشند، گرایش به حکومت‌های الیگارشی[5] غارتگر و دولت‌هایی دارند که تنها منافع گروه‌های خاصی از جامعه را تأمین می‌کنند. نتیجه این چرخش نهادی، سیاست‌های رانت‌جویانه اقتصادی و تأخیر مداوم و آگاهانه در حرکت به سوی رقابت صنعتی و تنوع اقتصادی است. دولت الیگارشی دیگر تمایلی به رهایی از وضعیت موجود ندارد و آنچه به عنوان سیاست‌های اقتصادی مبتنی بر خصوصی‌سازی و افزایش رقابت اقتصادی می‌گوید، تنها نمایشی سیاسی است. تأکید بر منابع متمرکز در مقابل منابع پراکنده[6] از آنجا صورت می‌گیرد که امکان حفاظت و کنترل منابع متمرکز به واسطه تمرکز جغرافیایی آن‌ها، با هزینه کمی برای حکومت میسر می‌گردد. فراوانی این منابع به معنای توزیع نابرابر مازاد درآمدی و در نتیجه شکل‌گیری عمودی قدرت سیاسی خواهد بود. در مقابل، منابع پراکنده به شکل غیرمتمرکز در فضا توزیع شده‌اند که به توزیع ثروت و ساختار سیاسی افقی منتهی خواهند شد (Bulte & …: 2005, 1029, 1044).

مکانیسم تخریب منابع طبیعی دارای تفاوت عمده با دو مکانیسم رانت‌جویی و حمایت است. در دو مکانیسم رانت‌جویی و حمایت، نفرین منابع مشروط به کیفیت نهادی کشورها است، بدین

---

1. Andersen and Aslaksen
2. Atkinson and Hamilton
۳. Genuine Savings Rate به نرخ پس‌اندازی گفته می‌شود که با کسر میزان دارایی منابع طبیعی برداشت شده، تعدیل شده باشد.
4. Point resources
۵. در حکومت الیگارشی گروهی اندک به سود خویش، فرمانروایی اکثریت مردم را بر عهده دارند. رژیم حکومتی به وسیله چند نفر معدود اداره می‌گردد و دولت به صورت متمرکز در تعدادی از خانواده‌ها و قبایل اصلی حفظ می‌گردد. افلاطون معتقد است در این نوع حکومت اتحاد اجتماعی از دست خواهد رفت زیرا اجتماع به دو دسته ثروتمند و تهیدست تبدیل می‌شود.
6. Diffuse resources

معنا که کشورهایی که از نهادهای ناکارآمد رنج می‌برند در دام نفرین منابع طبیعی خواهند افتاد. البته نوع نهادهای درگیر در هر یک از این دو مکانیسم متفاوت است. مکانیسم رانت‌جویی به عملکرد نهادهایی بستگی دارد که کارآفرینان را از بازار خارج کرده و آن‌ها را از فعالیت‌های تولیدی به سوی فعالیت‌های رانت‌جویانه هدایت می‌کند. اما مکانیسم حمایت به ناکارآمدی نهادهای مرتبط با حکمرانی همچون شفافیت، پاسخگویی و درجه دموکراسی در جامعه بستگی دارد. این تفاسیر با چارچوب تخریب نهادی متفاوتند که معتقد است فراوانی و یا اتکاء به منابع طبیعی، نهادهای کشورهای مالک را تضعیف کرده و از این طریق رشد اقتصادی آنان را کاهش می‌دهد (Koslstad & wig, 2009: 955-957).

آنچه می‌توان در تمامی مباحث فوق دریافت، نیاز در توجه به نهادها و ارتقاء کیفیت آنان در ساختار بسیاری کشورهای در معرض و یا درگیر نفرین منابع طبیعی است. آنچه بسیاری از نویسندگان و محققین بدان تأکید می‌کنند آن است که تغییر نهادی مورد نیاز به معنای تصویب یک یا دو قانون جدید همچون تصویب اساسنامه شرکت نفت در کشورمان نیست، هر چند که پس از سه دهه از انقلاب اسلامی، هنوز حتی این امر محقق نشده است. چنین رفتارهایی تنها در کوتاه‌مدت به تغییرات جزیی منتهی می‌شود، زیرا در میان‌مدت و بلندمدت رانت‌جویان و سیاست‌مداران قوانین جدید را به نفع خود تغییر خواهند داد. آنچه در اینجا هدف است، تغییر بنیادین در ساختار حکومت و حرکت به سوی چارچوب‌های دموکراتیک با چرخش مداوم نخبگان سیاسی، پاسخگویی دولت‌ها به نتایج تصمیمات و عملکردشان، پر کردن خلاء قانونی با تصویب قوانین کارآمد، اعمال دقیق قانون بدون تبعیض و کنترل گسترده فساد شایع اداری در کشورهای نفرین شده و یا در معرض نفرین منابع طبیعی است (Wick & Bulte , 2006: 457-476); (Williams, 2011: 490-505).

۲- داده‌های تحقیق

بر اساس تعریف برنامه عمران سازمان ملل، حکمرانی خوب عبارت است از مدیریت امور عمومی بر اساس حاکمیت قانون، دستگاه قضایی کارآمد و عادلانه و مشارکت گسترده مردم در فرایند حکومت‌داری. به عبارت دیگر، هر اندازه حاکمیت قانون بیشتر و دستگاه قضایی کارآمدتر و عادلانه‌تر و میزان مشارکت در یک کشور بیشتر باشد، حکمرانی در آن کشور بهتر است میدری (۱۳۸۵)، مهدوی عادلی و همکاران (۱۳۸۷). کافمن[1] و همکاران (۲۰۰۹) حکمرانی خوب و کیفیت نهادی را در قالب شش شاخص زیر تعریف و برای کشورها اندازه‌گیری کرده‌اند:

شاخص حق اظهار نظر و پاسخگویی: بیانگر آزادی‌های مدنی، حقوق سیاسی، مطبوعات آزاد، عدالت سیستم قانونی و ...

1. Kaufmann

شاخص ثبات سیاسی: بیانگر درگیری‌های نظامی، آشوب‌های اجتماعی، تنش‌های قومی، تهدیدهای تروریستی و ... ؛

شاخص اثربخشی دولت: بیانگر مقررات دست و پاگیر و بروکراسی، از بین بردن زیرساخت‌های سیاسی و دولتی و ... ؛

شاخص کیفیت قوانین و مقررات: بیانگر میزان مداخله دولت در اقتصاد، سیاست تجاری، محدودیت‌های سرمایه و ... ؛

شاخص حاکمیت قانون: بیانگر تعهد به قراردادها، حقوق مالکیت، دزدی و جنایت و ... ؛

شاخص کنترل فساد: بیانگر فساد میان بخش دولتی و خصوصی، میزان رشوه و ... .

در میان شاخص‌های فوق، دو شاخص حق اظهار نظر و پاسخگویی و ثبات سیاسی بیانگر فرایند انتخاب و جایگزینی حکمرانان، شاخص‌های اثربخشی دولت و کیفیت قوانین و مقررات نشان‌دهنده ظرفیت کشورها در طراحی قوانین مناسب و کارآمد و دو شاخص حاکمیت قانون و کنترل فساد نیز نمایشگر میزان احترام مردم و دولت‌ها به اجرای قانون در میان آن‌ها می‌باشد.

برای شروع تحلیل علیت باید شاخص‌های مناسب و قابل اتکایی انتخاب کرد که کیفیت نهادی کشورها را به خوبی نشان دهند. شاخص‌های متعددی را می‌توان یافت که به منظور اندازه‌گیری کیفیت نهادی کشورها معرفی شده‌اند. از میان این شاخص‌ها، شاخص «راهنمای بین‌المللی مخاطره کشورها» (ICRG)[1]، شاخص فساد سازمان شفافیت (TI)[2] و بالاخص شاخص‌های حکمرانی بانک جهانی (Kaufmann & ..., 2009). مورد اقبال محققین قرار گرفته‌اند. به دلیل فراگیری گستره جغرافیایی، تولید سالیانه اطلاعات (۲۰۰۹-۱۹۹۶)، توجه به ابعاد مختلف توسعه نهادی، استفاده روزافزون از منابع جدید اطلاعاتی و در نهایت پشتیبانی سازمانی همچون بانک جهانی، شاخص بانک جهانی به شاخص مورد اقبال بسیاری از محققین بدل شده است. شاخص فوق که در بازه ۲/۵ (خوب) تا ۲/۵- (بد) طراحی شده، در تحقیق حاضر نیز مورد استفاده قرار گرفته است.[3]

حوزه جغرافیایی مورد توجه در این تحقیق شامل کشورهایی می‌شود که به واسطه وابستگی بالا به صادرات مواد خام طبیعی، در معرض نفرین منابع طبیعی قرار دارند. استیونز و دایچ[4] (۲۰۰۸) با استفاده از آمارهای کلان کشورها در بازه زمانی (۱۹۹۵-۱۹۶۵)، تعداد ۵۴ کشور را شناسایی نموده‌اند که سوخت و منابع معدنی همواره بیش از سی درصد کل صادرات تجاری آن‌ها را

1. International Country Risk Guide
2. Transparency International
۳. توزیع کشورها در این شاخص یک توزیع نرمال است. از این رو شاخص برخی از کشورهای با حکمرانی بسیار خوب و یا بسیار بد، در خارج از بازه فوق قرار گرفته است.
4. Stevens and Dietsche

شکل داده است[۱]. از این رو کشورهای مذکور به عنوان موارد مطالعاتی در این تحقیق مورد توجه قرار گرفته‌اند، با این تفاوت که هفت کشور برونئی، جزایر ویرجین، جمهوری کیریباس، کالدونیای جدید، گرینلند، جمهوری سیشل و جمهوری سورینام به دلیل نبود و یا کمبود داده از حوزه جغرافیایی تحقیق حذف شدند.

۲-۱- توصیف آماری داده‌ها

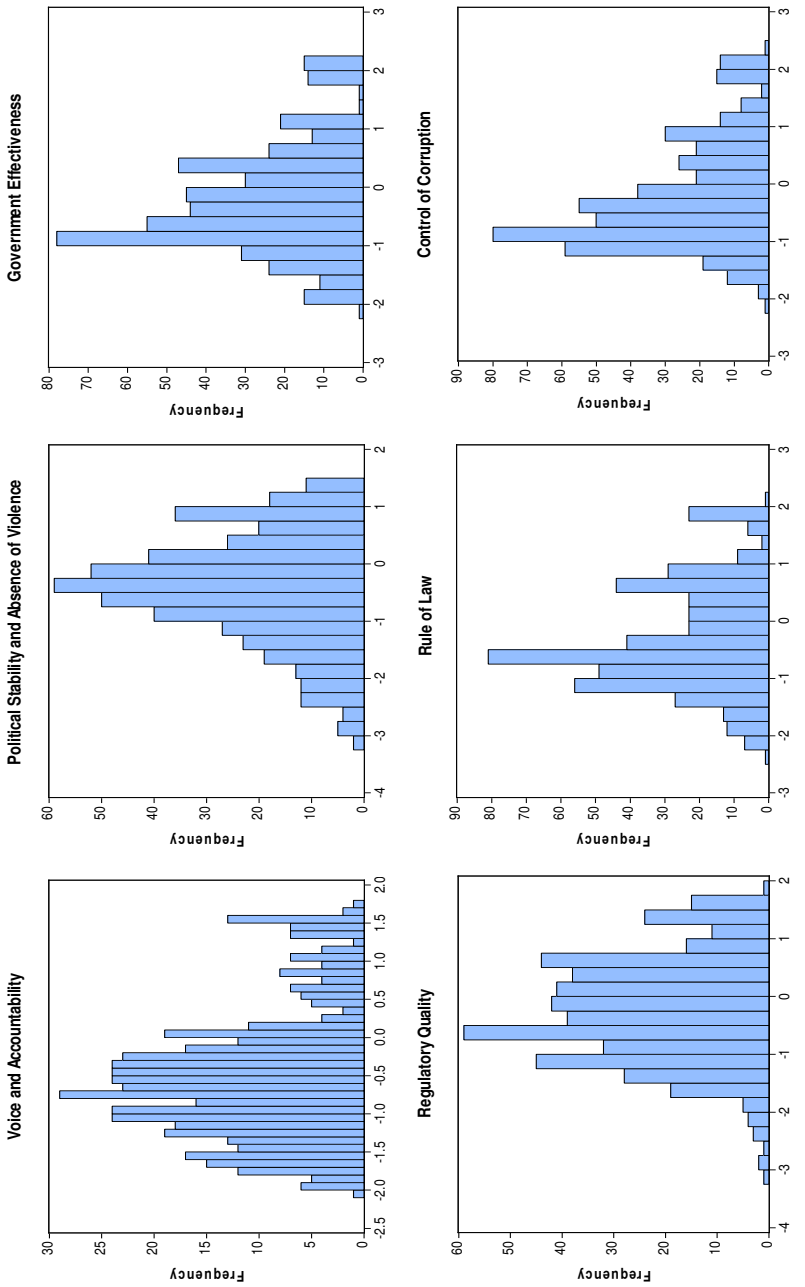
برای شناخت بهتر شاخص‌های حکمرانی خوب به کار گرفته شده در تحقیق، استفاده از تحلیل‌های آماری اولیه لازم به نظر می‌رسد. جدول (۱) ویژگی‌های آماری شاخص‌های حکمرانی خوب ۴۷ کشور مورد تحلیل را نشان می‌دهد. آن چنانکه از این جدول نمایان است، در حالی که مقادیر حداقل و حداکثر، تنوع فراوانی را در کیفیت حکمرانی کشورها نشان می‌دهند، اما شاخص‌های میانگین و میانه نشان‌دهنده آن هستند که اکثر کشورهای وابسته به منابع طبیعی، از کیفیت نهادی پایینی برخوردارند. نمودار ۱ که نمایشی از توزیع شاخص‌ها در کشورهای در معرض نفرین منابع طبیعی است، به خوبی نحوه توزیع، چولگی و کشیدگی هر شاخص را نشان می‌دهند. آنچه در تمامی شاخص‌ها مشترک است، توزیع شاخص‌ها در هر دو سوی مثبت و منفی بردار افقی و فراوانی بالای کشورها در مقادیر منفی است.

جدول (۱): ویژگی‌های آماری شاخص‌های حکمرانی خوب در کشورهای در معرض نفرین منابع طبیعی

	حق اظهار نظر و پاسخگویی	ثبات سیاسی	اثربخشی دولت	کیفیت قوانین و مقررات	حاکمیت قانون	کنترل فساد
میانگین	-۰/۴۸	-۰/۴۳	-۰/۲۳	-۰/۲۳	-۰/۲۹	-۰/۲۲
میانه	-۰/۵۹	-۰/۳۹	-۰/۳۸	-۰/۲۷	-۰/۵۴	-۰/۴۵
حداکثر	۱/۷۲	۱/۴۹	۲/۲۴	۱/۷۷	۲/۰۰	۲/۲۷
حداقل	-۲/۰۳	-۳/۰۷	-۲/۱۶	-۳/۱۳	-۲/۲۷	-۲/۲۲
انحراف از معیار	۰/۸۷	۰/۹۶	۰/۹۳	۰/۹۳	۰/۹۵	۰/۹۳
چولگی	۰/۶۶	-۰/۳۳	۰/۶۷	-۰/۰۰۵	۰/۵۳	۰/۸۲
کشیدگی	۲/۹۰	۲/۷۳	۳/۱۰	۲/۶۳	۲/۶۵	۲/۹۸
جمع	-۲۲۸/۱۹	-۲۰۴/۳۱	-۱۰۸/۵۴	-۱۰۸/۳۱	-۱۳۸/۳۲	-۱۰۴/۹۴
جمع مجذور انحراف از معیار	۳۵۵/۶۱	۴۳۴/۸۴	۴۰۹/۵۸	۴۱۲/۵۹	۴۲۵/۹۷	۴۱۰/۸۱
تعداد مشاهدات	۴۷۰	۴۷۰	۴۷۰	۴۷۰	۴۷۰	۴۶۹

منبع: محاسبات نویسندگان

۱. این کشورها عبارتند از: الجزایر، آنگولا، استرالیا، بحرین، بولیوی، بوتسوانا، کامرون، کانادا، شیلی، کولمبیا، کنگو، جمهوری دموکراتیک کنگو، جمهوری قبرس، اکوادور، مصر، گابون، گرینلند، گویان، اندونزی، ایران، عراق، اردن، کریباس، کویت، لائوس، لیبریا، لیبی، مالزی، موریتانی، مکزیک، مراکش، کالدونیای جدید، نیجر، نیجریه، نروژ، عمان، پاپوا گینه نو، پرو، قطر، عربستان سعودی، سنگال، سیشل، سیرالئون، سوریه، توگو، ترینیداد و توباگو، تونس، امارات متحده عربی، ونزوئلا، جزایر ویرجین، یمن و زامبیا.



منبع: محاسبات نویسندگان

نمودار (۱)- توزیع فراوانی شاخص‌های شش‌گانه حکمرانی خوب در کشورهای در معرض نفرین منابع طبیعی

در حالی که جدول و نمودار (۱) ویژگی‌های آماری انفرادی هر یک از شاخص‌ها را نشان می‌دهند، میزان وابستگی میان آن‌ها نیز جالب توجه است. جدول (۲) همبستگی میان شاخص‌های شش‌گانه حکمرانی خوب را نشان می‌دهد. آن چنانکه از این جدول نمایان است، تمامی شاخص‌های حکمرانی خوب به شدت با یکدیگر همبستگی دارند. در این حال بالاترین میزان همبستگی مربوط به شاخص‌های کنترل فساد و حاکمیت قانون (۹۵٪)، اثربخشی دولت و حاکمیت قانون (۹۴٪)، اثربخشی دولت و کنترل فساد (۹۳٪) و اثربخشی دولت و کیفیت قوانین و مقررات (۹۰٪) می‌باشد.

جدول (۲): نرخ همبستگی میان شاخص‌های شش گانه حکمرانی خوب در کشورهای منتخب

	حق اظهار نظر و پاسخگویی	ثبات سیاسی	اثربخشی دولت	کیفیت قوانین و مقررات	حاکمیت قانون	کنترل فساد
حق اظهار نظر و پاسخگویی	۱					
ثبات سیاسی	۰/۵۷	۱				
اثربخشی دولت	۰/۷۴	۰/۷۹	۱			
کیفیت قوانین و مقررات	۰/۷۵	۰/۷۵	۰/۹۰	۱		
حاکمیت قانون	۰/۶۵	۰/۸۴	۰/۹۴	۰/۸۸	۱	
کنترل فساد	۰/۶۸	۰/۷۹	۰/۹۳	۰/۸۷	۰/۹۵	۱

منبع: محاسبات نویسندگان

۲-۲- جایگاه ایران در شاخص‌های حکمرانی خوب

ایران از جمله کشورهایی است که حتی پیش از دستیابی به منابع غنی انرژی خود از کیفیت نهادی پایینی رنج می‌برد. ساختار حکومت سلطنتی، مجالس ملی فرمایشی، فقدان و یا محدودیت‌های سیاسی در مقابل نهادهای نظارتی همچون مطبوعات آزاد، تهدیدات ارضی و اشغال ایران و بسیاری از عوامل تاریخی و سیاسی از این دست، موجبات ضعف تاریخی شدید نهادهای اجرایی، قانون‌گذاری و قضایی را در کشور فراهم آورده بود. در چنین بستری فوران درآمدهای نفتی به معنای نزول نعمت الهی بر سفره کسانی بود که با نزدیکی به منابع قدرت سیاسی می‌توانستند از این خوان گسترده سهمی برند. از این رو نفت و درآمدهای نفتی که می‌توانست با بکارگیری صحیح، پشتوانه مالی لازم جهت توسعه کشور را فراهم آورد به نفرین و مصیبتی تبدیل گشت که امروزه نیز گریبان کشور را گرفته است. در واقع در طول سده اخیر، وابستگی به درآمدهای نفتی و ناکارآمدی نهادی دو روی سکه توسعه در ایران را شکل داده‌اند، بدین صورت که همواره افزایش یکی موجب تقویت دیگری شده است.

اگرچه شاخص‌های حکمرانی خوب بانک جهانی تنها از سال ۱۹۹۶ تولید گشته‌اند، اما نگاه به جایگاه ایران در میان کشورهای در معرض نفرین منابع طبیعی در این دوره نیز به خوبی می‌تواند کیفیت نهادی کشورمان را نمایان سازد. جدول (۳) رتبه کیفیت نهادی چند کشور منتخب از جمله ایران را در میان ۴۷ کشور در معرض نفرین منابع طبیعی نشان می‌دهد. آن چنانکه واضح است ایران حتی در میان کشورهای در معرض نفرین منابع طبیعی، دارای یکی از بدترین کیفیت‌های نهادی به خصوص در سه حوزه کیفیت قوانین و مقررات، حق اظهارنظر و پاسخگویی و ثبات سیاسی است. این در حالی است که بسیاری از کشورهای همسایه ایران که همچون ایران از منابع غنی طبیعی برخوردارند، صرف نظر از شاخص حق اظهارنظر و پاسخگویی، از شاخص‌های دیگر حکمرانی مطلوبی برخوردارند.

جدول (۳): رتبه‌بندی چند کشور منتخب بر اساس میانگین شاخص‌های حکمرانی خوب در میان ۴۷ کشور در معرض نفرین منابع طبیعی (۲۰۰۹-۱۹۹۶)

کشورهای در مخاطره	حق اظهار نظر و پاسخگویی	ثبات سیاسی	اثربخشی دولت	کیفیت قوانین و مقررات	حاکمیت قانون	کنترل فساد
اردن	۲۳	۲۰	۱۶	۱۴	۱۳	۱۳
استرالیا	۳	۳	۳	۱	۲	۳
امارات متحده عربی	۲۷	۷	۷	۷	۶	۸
ایران	۳۹	۳۵	۲۹	۴۳	۲۸	۲۴
بحرین	۲۹	۱۵	۹	۶	۱۰	۱۱
سوریه	۴۴	۲۷	۳۷	۳۸	۲۱	۲۷
عراق	۴۵	۴۶	۴۶	۴۷	۴۶	۴۵
عربستان سعودی	۴۳	۲۶	۲۰	۱۹	۱۴	۱۶
عمان	۳۰	۶	۱۲	۱۰	۷	۱۰
قطر	۲۵	۵	۱۰	۱۳	۹	۶
کانادا	۲	۲	۲	۲	۳	۲
کویت	۱۶	۱۱	۱۴	۱۶	۸	۹
مالزی	۱۸	۱۰	۶	۱۱	۱۲	۱۲
مراکش	۲۲	۲۲	۱۸	۲۰	۱۷	۱۷
مصر	۲۴	۳۲	۲۴	۲۶	۱۸	۲۲
نروژ	۱	۱	۱	۴	۱	۱
یمن	۳۳	۴۱	۳۵	۳۴	۳۷	۲۸

منبع: محاسبات نویسندگان

۲-۳- آزمون مانایی و انتخاب وقفه بهینه

پیش شرط لازم برای اجرای هر آزمون علیت در مدل‌های اقتصادسنجی از جمله مدل‌های پانل دیتا، مانایی داده‌های مورد استفاده است. بالتاگی[1] (۲۰۰۱) شرح کاملی از روش‌های آزمون مانایی در مدل‌های پانل دیتا را ارائه کرده است. آزمون‌هایی همچون لوین و لین، ایم، پسران و شین، آزمون هادری و آزمون‌های فیشر از جمله آزمون‌های تست مانایی در مدل‌های پانل دیتا هستند که فروض و حتی فرضیه‌های صفر متفاوتی دارند. جدول (۴) خلاصه‌ای از نتایج آزمون مانایی را برای شش شاخص حکمرانی خوب نشان می‌دهد. فرضیه صفر در آزمون‌های این جدول وجود ریشه واحد است. نتایج این جدول نشان‌دهنده پذیرش مانایی شاخص‌های حکمرانی خوب است. از این رو می‌توان به طور مستقیم شاخص‌های فوق را در آزمون‌های علیت به کار بست.

جدول (۴): نتایج آزمون مانایی برای شش شاخص حکمرانی خوب (۲۰۰۹-۱۹۹۶)

نام آزمون	حق اظهار نظر و پاسخگویی	ثبات سیاسی	اثربخشی دولت	کیفیت قوانین و مقررات	حاکمیت قانون	کنترل فساد
Levin, Lin & Chu t	-۸/۶۹*** (۰/۰۰)	-۷/۶۸*** (۰/۰۰)	-۱۰/۶۵*** (۰/۰۰)	-۸/۱۳*** (۰/۰۰)	-۸/۳۶*** (۰/۰۰)	-۹/۶۱*** (۰/۰۰)
Im, Pesaran and Shin W-stat	-۳/۲۹*** (۰/۰۰)	-۴/۰۹*** (۰/۰۰)	-۶/۳۲*** (۰/۰۰)	-۳/۲۰*** (۰/۰۰)	-۳/۳۰*** (۰/۰۰)	-۴/۱۲*** (۰/۰۰)
ADF - Fisher Chi-square	۱۴۹/۲۱*** (۰/۰۰)	۱۵۸/۳۷*** (۰/۰۰)	۱۹۸/۱۴*** (۰/۰۰)	۱۶۲/۲۸*** (۰/۰۰)	۱۴۴/۶۳*** (۰/۰۰)	۱۶۱/۳۱*** (۰/۰۰)
PP - Fisher Chi-square	۱۵۱/۶۴*** (۰/۰۰)	۱۸۴/۶۶*** (۰/۰۰)	۲۸۸/۸۴*** (۰/۰۰)	۲۰۲/۶۹*** (۰/۰۰)	۲۰۴/۶۴*** (۰/۰۰)	۲۳۸/۴۷*** (۰/۰۰)

منبع: محاسبات نویسندگان

نکته: آزمون مانایی با فرض وجود عرض از مبدأ و متغیر روند صورت پذیرفته است. اعداد داخل پرانتز احتمال پذیرفتن فرضیه صفر (نامانایی داده‌ها) را نشان می‌دهند. ××× به معنای رد فرضیه صفر در سطح ۱٪ می‌باشد.

از آنجا که تحلیل علیت و نتایج آن، به شدت به تعداد وقفه‌های متغیرهای توضیحی وابسته‌اند، پیش از اجرای مدل لازم است تا حد بهینه این تأخیرات شناخته شوند. با توجه به شاخص اطلاعات آکاییک (AIC) و شاخص شوارتز (SC) در هر یک از مدل‌های آزمون علیت، دو وقفه به عنوان بهترین میزان وقفه‌ها شناخته شد.

1. Baltagi

۳- طراحی مدل و استخراج نتایج

معادله (۱) ساختار الگوی علیت گرنجر را در قالب مدل‌های پانل دیتا نشان می‌دهد. در این رابطه Y بیانگر سطح متغیر معلول، X سطح متغیر علت، β و γ ضرایب متغیرهای توضیحی، vجزء پسماند و η متغیر نامشهود می‌باشد که بیانگر ویژگی‌های اختصاصی هر کشور است.

$$Y_{it} = \sum_{l=1}^{m} \beta_l Y_{it-1} + \sum_{l=1}^{m} \gamma_l X_{it-1} + \eta_i + v_{it} \qquad (۱)$$

بررسی رابطه علیت میان شش شاخص حکمرانی خوب در عمل نیازمند طراحی و اجرای ۳۰ معادله است. به عبارت دیگر، برای آزمون تمامی روابط علّی در مورد هر شاخص، نیازمند آزمون ۵ معادله متفاوت با جایگزینی متغیر توضیحی مدل می‌باشیم. اجرای مدل پانل دیتای علیت گرنجر، به چهار صورت مختلف و با فروض متفاوت صورت می‌پذیرد. در روش نخست، از مدل تخمین با فرض اثرات ثابت(FEE)[1] استفاده می‌شود که در آن متغیر η با میانگیری از بین می‌رود. در روش دوم، مدل تخمین با فرض اثرات تصادفی(REE)[2] مورد استفاده قرار می‌گیرد که فرض می‌کند متغیر نامشهود، دارای همبستگی با متغیرهای توضیحی نیست. اعمال هر دو روش فوق برای اجرای معادله ۱، نتایج تورش‌داری را به ارمغان می‌آورد؛ زیرا در هر دو روش، ارتباط میان اجزاء با وقفه متغیر وابسته و جزء پسماند باقی می‌ماند. برخی از محققین مانند اندرسون و سیائو[3] (۱۹۸۱) پیشنهاد می‌کنند که برای رهایی از این مشکل، ابتدا با یک بار تفاضل‌گیری، متغیر نامشهود حذف گردد و سپس با استفاده از $\Delta y_{i,t-2}$ به جای جزء وقفه‌دار متغیر وابسته، عملاً همبستگی میان آن با جزء تفاضلی پسماند از بین رود. این روش نیز اگر چه تخمین سازگاری از ضرایب مدل به دست می‌دهد، اما لزوماً روشی کارا نیست (Baltagi, 2001; 11-29). روش آخر که مشکلات پیشین را رفع می‌کند و در تحقیق حاضر استفاده شده، استفاده از مدل‌های پویای پانل دیتا است که توسط هولتز - ایکن[4] و همکاران (۱۹۸۸) و آرلانو و باند[5] (۱۹۹۱) پیشنهاد شده است. در این روش با استفاده از متغیرهای ابزاری، مدل با روش GMM اجرا شده و پس از اطمینان از عدم وجود همبستگی میان متغیرهای ابزاری و جزء پسماند و همچنین عدم وجود روابط خود توضیحی میان اجزاء پسماند، نتایج قابل استخراج خواهند بود (Hartwig, 2010: 320).

جدول (۵) مقدار و احتمال پذیرش فرضیه صفر آزمون والد مبنی بر نبود رابطه علّی میان متغیرها را نشان می‌دهد. خلاصه این نتایج در جدول (۶) آورده شده است. اعداد

1. Fixed Effect Estimation
2. Random Effect Estimation
3. Anderson and Hsiao
4. Holtz-Eakin
5. Arellano and Bond

داخل کروشه احتمال پذیرش فرضیه صفر آزمون سارگان را نشان می‌دهد که برونزایی متغیرهای ابزاری در آزمون GMM را مورد آزمون قرار می‌دهد. در تحقیق حاضر، تأخیرات زمانی متغیر وابسته با سه تأخیر و بیشتر (سطح و یا تغییر) به عنوان متغیرهای ابزاری مورد استفاده قرار گرفته شده است. نتایج جدول (۵) نشان‌دهنده پذیرش برونزایی متغیرهای ابزاری است.

جدول (۵): نتایج آزمون‌های علیت شاخص‌های حکمرانی خوب بر اساس روش GMM

	متغیر علت						
	حق اظهار نظر و پاسخگویی	ثبات سیاسی	اثربخشی دولت	کیفیت قوانین و مقررات		حاکمیت قانون	کنترل فساد
متغیر معلول	حق اظهار نظر و پاسخگویی		۲۲۳/۸۵*** (۰/۰۰) [۰/۳۰]	۰/۶۱ (۰/۴۳) [۰/۳۹]	۳۸/۱۵*** (۰/۰۰) [۰/۳۲]	۲/۱۳ (۰/۱۴) [۰/۳۷]	۵/۵۸** (۰/۰۱) [۰/۵۲]
	ثبات سیاسی	۰/۳۸ (۰/۵۳) [۰/۵۲]		۱۲/۹۳*** (۰/۰۰) [۰/۵۷]	۱۵/۶۵*** (۰/۰۰) [۰/۵۲]	۳/۷۷* (۰/۰۵) [۰/۴۰]	۰/۰۰۹ (۰/۹۲) [۰/۴۴]
	اثربخشی دولت	۳۵/۴۳*** (۰/۰۰) [۰/۳۳]	۱/۳۹ (۰/۲۳) [۰/۳۸]		۱۴/۷۱*** (۰/۰۰) [۰/۷۳]	۶/۹۵*** (۰/۰۰) [۰/۳۸]	۱۷/۱۵*** (۰/۰۰) [۰/۴۷]
	کیفیت قوانین و مقررات	۰/۳۱ (۰/۵۷) [۰/۶۹]	۰/۰۰۲ (۰/۹۵) [۰/۷۹]	۰/۲۷ (۰/۶۰) [۰/۷۳]		۰/۱۷ (۰/۶۷) [۰/۵۴]	۸۶/۱۳*** (۰/۰۰) [۰/۷۹]
	حاکمیت قانون	۷۴/۳۸*** (۰/۰۰) [۰/۶۶]	۷۴/۷۸*** (۰/۰۰) [۰/۶۲]	۲۹/۳۸*** (۰/۰۰) [۰/۵۱]	۲/۴۱ (۰/۱۲) [۰/۶۲]		۰/۱۷ (۰/۶۷) [۰/۵۱]
	کنترل فساد	۰/۸۶ (۰/۳۵) [۰/۵۰]	۰/۲۶ (۰/۶۰) [۰/۵۴]	۰/۳۲ (۰/۵۶) [۰/۴۸]	۰/۳۰ (۰/۵۷) [۰/۵۴]	۰/۲۶ (۰/۶۰) [۰/۵۴]	

منبع: نتایج تحقیق

اعداد داخل پرانتز بیانگر احتمال پذیرش فرضیه صفر آزمون والد (و یا به عبارتی رد رابطه علّی) است. *، ** و * به ترتیب نشان‌دهندهٔ وجود رابطه علّی در سطوح اعتماد ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ می‌باشد. اعداد داخل کروشه احتمال پذیرش فرضیه صفر آزمون سارگان (برونزایی متغیرهای ابزاری) است.**

جدول (۶): روابط علّی میان مؤلفه‌های حکمرانی خوب در کشورهای در معرض نفرین منابع طبیعی

	بر چه مؤلفه‌هایی اثر علّی می‌گذارد؟	از چه مؤلفه‌هایی اثر علّی می‌پذیرد؟
حق اظهار نظر و پاسخگویی	اثربخشی دولت - حاکمیت قانون	ثبات سیاسی -کیفیت قوانین و مقررات -کنترل فساد
ثبات سیاسی	حق اظهار نظر و پاسخگویی - حاکمیت قانون	اثربخشی دولت -کیفیت قوانین و مقررات - حاکمیت قانون
اثربخشی دولت	ثبات سیاسی - حاکمیت قانون	حق اظهار نظر و پاسخگویی -کیفیت قوانین و مقررات - حاکمیت قانون -کنترل فساد
کیفیت قوانین و مقررات	حق اظهار نظر و پاسخگویی - ثبات سیاسی - اثربخشی دولت	کنترل فساد
حاکمیت قانون	ثبات سیاسی - اثربخشی دولت	حق اظهار نظر و پاسخگویی - ثبات سیاسی - اثربخشی دولت
کنترل فساد	حق اظهار نظر و پاسخگویی - اثربخشی دولت -کیفیت قوانین و مقررات	--------

منبع: نتایج تحقیق

نتایج جداول (۵) و (۶) نشان‌دهندهٔ ارتباطات وسیع میان مؤلفه‌های حکمرانی خوب در کشورهای در معرض نفرین منابع طبیعی است. از نظر تعداد، بیشترین اثرگذاری متوجه دو مؤلفه کیفیت قوانین و مقررات و کنترل فساد است. در حالی که کنترل هر چه بیشتر فساد به بهبود کیفیت قوانین و مقررات منجر می‌شود، رابطه معکوسی در این زمینه دیده نمی‌شود. همچنین کنترل فساد قادر است اثر بخشی دولت و امکان اظهار نظر و لزوم پاسخگویی دولتمردان و سیاست‌گذاران را افزایش دهد. از طرف دیگر، بهبود کیفیت قوانین نه تنها به تقویت ساختار دموکراتیک این جوامع می‌انجامد، امکان اثربخشی قوانین و عملکرد دولت‌ها را در رسیدن به اهداف سیاستی دلخواه افزایش می‌دهد.

اگر چه اثرگذاری یک مؤلفه بر مؤلفه‌های دیگر به عنوان پدیده ای مشابه در میان تمام ابعاد حکمرانی خوب یافت می‌شود، اما این همگنی در زمینه اثرپذیری دیده نمی‌شود. نتایج نشان می‌دهد که از میان شش مؤلفه فوق، چهار مؤلفه حق اظهار نظر و پاسخگویی، ثبات سیاسی، اثر بخشی دولت و حاکمیت قانون به شدت از دیگر مؤلفه‌ها تأثیر پذیرند. اما این موضوع در خصوص دو مؤلفه کیفیت قوانین و مقررات و به خصوص کنترل فساد این گونه نیست، در حالی که کیفیت قوانین و مقررات در کشورهای در معرض نفرین منابع طبیعی به شدت از میزان کنترل فساد در این کشورها متأثر می‌شود، میزان کنترل فساد در این کشورها از هیچ‌یک از دیگر مؤلفه‌ها تأثیر نمی‌پذیرد. به عبارت دیگر بر اساس نتایج فوق،

بهبود هیچ‌کدام از مؤلفه‌ها نمی‌تواند تضمینی در کنترل هر چه بیشتر فساد در این کشورها باشد. از این رو، زمانی که دولتمردان به دنبال طراحی نقشه راه به منظور کاهش فساد در کشورهایشان هستند باید بر متغیرهای برونزایی همچون متغیرهای اقتصادی (به عنوان مثال افزایش درآمد سرانه به عنوان سنگ بنای توسعه اقتصادی)، اجتماعی و فرهنگی (مانند افزایش سطح آموزش) و یا تغییر ساختارهای بروکراتیک (مانند توجه هر چه بیشتر به دولت الکترونیک) تأکید نمود.

تمامی مطالب فوق ما را به این نکته هدایت می‌کند که اگر به دنبال یک بسته سیاستی برای دولت‌های در معرض نفرین منابع طبیعی هستیم، دو مؤلفه کنترل فساد اداری و بهبود کیفیت قوانین و مقررات باید شاه‌کلید برنامه‌های توسعه نهادی دولت‌ها باشد. در حالی که این دو مؤلفه بیشترین اثرگذاری را بر دیگر مؤلفه‌ها دارند، کمترین تأثیر را از آن‌ها می‌پذیرند. از این رو می‌توان گفت که بهبود این دو مؤلفه می‌تواند راهی به سوی ارتقای کیفیت دیگر مؤلفه‌ها باز کند، اما عکس آن لزوماً درست نیست.

نتیجه‌گیری

تحقیق حاضر تلاشی بود در جهت شناخت روابط علّی میان شاخص‌های حکمرانی خوب در کشورهایی که با وابستگی به صادرات منابع طبیعی دچار نفرین منابع طبیعی خود شده‌اند و یا در مخاطره آن قرار دارند. از این رو در ابتدای مقاله به تشریح کامل نظریه نفرین منابع طبیعی پرداخته شد و به تفاسیر مختلفی از این پدیده اشاره گشت. آن چنانکه گفته شد، نتایج تحقیقات مختلف نشان می‌دهد که آنچه مصیبت و یا موهبت بودن منابع طبیعی را در هر کشور تعیین می‌کند سطح منابع طبیعی یک کشور نیست، بلکه میزان وابستگی کشورها به درآمد ناشی از فروش منابع خام طبیعی و یا به عبارت بهتر، رانتی است که از آن طریق نصیب افراد، گروه‌ها و سیاست‌مداران رانت‌جو در جوامع می‌شود. اما آنچه که امکان رانت‌جویی را در هر کشور فراهم می‌آورد کیفیت پایین نهادی و یا به عبارتی دیگر، حکمرانی بد کشورها است. این حکمرانی بد می‌تواند در ابعاد متفاوتی همچون نظام‌های سیاسی غیردموکراتیک، نبود و یا محدودیت آزادی‌های مدنی، محدودیت در عملکرد مطبوعات آزاد، عدم چرخش نخبگان، کارایی پایین نهادهای قانون‌گذار، کیفیت پایین و یا انحراف جدی قوانین و مقررات در جهت تأمین گروه‌های فرصت‌طلب رانت‌جو، حاکم بودن روابط به جای ضوابط و فساد گسترده در نهادهای اجرایی، قانون‌گذار و قضایی تعریف نمود.

در میان کشورهای در معرض نفرین منابع طبیعی، طیف گسترده‌ای از کشورها یافت می‌شوند که تجارب مختلف موفقیت و یا شکست نهادی را تجربه کرده‌اند. بی‌شک ایران از جمله کشورهایی است که حتی پیش از کشف ذخایر عظیم نفت و گاز از ساختار نهادی ضعیفی رنج می‌برد. ظهور درآمدهای سرشار نفتی به معنای احساس عدم نیاز به تغییر جدی نهادی در کشور شد و این امر خود

وابستگی کشور و حکمرانان را به درآمدهای نفتی صد چندان نمود. تلاش برای رهایی از این نفرین تنها از مسیر بهبود کیفیت نهادی و حکمرانی خوب در کشور امکان‌پذیر است. آنچه در مقاله حاضر یافتیم نشان از اهمیت بیشتر دو مؤلفه کنترل فساد و کیفیت قوانین و مقررات در کشورهای در مخاطره منابع طبیعی است. این دو مؤلفه قادر به اثرگذاری بر روی دیگر ابعاد کیفیت نهادی کشورهای در مخاطره‌اند و از این رو اثرات بهبود دهنده مضاعفی را در پی خواهند داشت. بی‌شک، با دانستن روابط علّی فوق میان مؤلفه‌های حکمرانی خوب، سیاست‌های اقتصادی، اجتماعی و سیاسی که دو شاخص فوق را بهبود دهند باید در اولویت سیاست‌گذاری قرار گیرند.

منابع

الف- فارسی

۱. رحمانی، تیمور؛ گلستانی، ماندانا؛ (۱۳۸۸)، «**تحلیلی از نفرین منابع نفتی و رانت‌جویی بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب نفت خیز**»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۸، شماره ۸۹.

۲. مهدوی عادلی، محمدحسین؛ حسین زاده بحرینی، محمدحسین؛ جوادی، افسانه؛ «**تأثیر حکمرانی خوب بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای با درآمد متوسط**»، دانش و توسعه، ۱۳۸۷، شماره ۱۵.

۳. میدری، احمد؛ «**مقدمه‌ای بر نظریه حکمرانی خوب**»، فصل‌نامه رفاه اجتماعی، ۱۳۸۵، شماره ۲۲.

ب- لاتین

4. Andersen, J.J; Aslaksen, S; "**Constitutions and the resource curse**", Journal of Development Economics, Vol. 87, 2008.
5. Anderson, T.W; Hsiao, C; "**Estimation of dynamic models with error components**", Journal of the American Statistical Association, vol.76, 1981.
6. Arellano, M; Bond, S; "**Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations**", Review of Economic Studies, Blackwell Publishing, vol. 58(2), 1991.
7. Atkinson, G; Hamilton, K; "**Savings, growth and the resource curse hypothesis**", World Development, Vol. 31, 2003.
8. Auty, R.M; ***Resource abundance and economic development***, Oxford University Press, 2001.
9. Baltagi, B.H; "**Econometric Analysis of Panel Data**", John Wiley & Sons Publication, Second edition, 2001.
10. Brunnschweiler, C.N; "**Cursing the Blessings? Natural Resource Abundance**", Institutions, and Economic Growth, World Development, Vol. 36, Issue 3, 2008.
11. Brunnschweiler, C.N; Bulte, E.H; "**The resource curse revisited and revised: A tale of paradoxes and red herrings**", Journal of Environmental Economics and Management, Vol. 55, Issue 3, 2008.
12. Bulte, E.H; Damania, R; Deacon, R.T; "**Resource intensity, institutions, and development**", World Development, Vol. 33, Issue 7, 2005.
13. Caselli, F; Cunningham, T; "**Political decision making in resource abundant countries**", Paper prepared for the OxCarre launch conference, 2007.

14. Harford, T; Klein, M; "**Aid and the resource curse**", The World Bank Group, Private Sector Development Vice Presidency, Note 291, 2005.
15. Hartwig, J; (2010), "**Is health capital formation good for long-term economic growth?-Panel Granger-causality evidence for OECD countries**", Journal of Macroeconomics, Vol. 32, Issue 1, 2010.
16. Hirschman, A.O; ***The Strategy of Economic Development***, New Haven, Yale University Press, 1958.
17. Hodler, R; "**The curse of natural resources in fractionalized countries**", European Economic Review, Vol. 50, Issue 6, 2006.
18. Holtz-Eakin, D; Newey, W; Rosen, H.S; "**Estimating Vector Autoregressions with Panel Data, Econometrica**", Econometric Society, vol. 56(6), 1988.
19. Karl, T; ***The paradox of plenty: Oil booms and petro-states***, University of California press, 1997.
20. Kaufmann, D; Kraay, A; Mastruzzi, M; "**Governance Matters VIII: Aggregate and Individual Governance Indicators 1996-2008**", The World Bank, policy Research, 2009, Working Paper No. 4978.
21. Kolstad, I; Wiig, A; **It's the rents, stupid! The political economy of the resource curse**, Energy Policy, 2009, Vol. 37, Issue 12.
22. Kolstad, I; Wiig, A; Williams, A; "**Mission improbable. Does petroleum-related aid address the resource curse?**", Energy Policy, Vol. 37, 2009.
23. Mehlum, H; Moene, K; Torvik, R; "**Institutions and the Resource Curse**", The Economic Journal, Vol. 116, 2006.
24. Olsson, O; "**Conflict diamonds**", Working papers in Economics 86, Department of Economics, Goteborg University, 2003.
25. Olsson, O; "**Geography and Institutions: A Review of Plausible and Implausible Linkages**", Göteborg University, Department of Economics, Working Papers in Economics, 2005, No. 106.
26. Robinson, J.A; Torvik, R; Verdier, T; "**The Political Foundations of the Resource Curse**", Journal of Development Economics, Vol. 79, 2006.
27. Ross, M.L; "**Does oil hinder democracy?, World Politics**", Vol. 53, 2001.
28. Sachs, J.D; Warner, A.M; "**Natural resource abundance and economic growth**", NBER working paper, 1995, No. 5398.
29. Sachs, J.D; Warner, A.M; "**Natural resources and economic development: The curse of natural resources**", European Economic Review, Vol. 45, 2001.
30. Stevens, P; Dietsche, E; "**Resource curse: An analysis of causes**", experiences and possible ways forward, Energy Policy, Vol. 36, Issue 1, 2008.
31. Tornell, A; Lane, P. R; "**The voracity effect**", American Economic Review, Vol. 89, Issue 1, 1999.
32. Torvik, R; "**Natural resources, rent seeking and welfare**", Journal of Development Economics, Vol. 67, Issue 2, 2002.
33. Wick, K; Bulte, E.H; "**Contesting resources-rent seeking, conflict and the natural resource curse**", Public Choice, Vol. 128, 2006.
34. Williams, A; "**Shining a Light on the Resource Curse: An Empirical Analysis of the Relationship between Natural Resources**", Transparency, and Economic Growth, World Development, Vol. 39, Issue 4, 2011.

اثر توسعه بر دموکراسی: نقدی بر نظریه‌های اخیر

جعفر عبادی[1]
دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
محمود متوسلی[2]
استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
علی نیکونسبتی[3]
کارشناس ارشد اقتصاد

تاریخ دریافت: ۸۹/۰۵/۰۴
تاریخ تأیید: ۹۰/۰۴/۱۵

چکیده

این مسئله که آیا توسعه تأثیری بر دموکراسی دارد یکی از مباحث بحث برانگیز سال‌های اخیر بوده است. ما دراین مقاله با استفاده از روش تحلیل مقایسه‌ای به بررسی و نقد نظر موافقان و مخالفان تأثیر توسعه بر دموکراسی می‌پردازیم و تمرکز خود را بر مباحث اخیر آسم اوغلو[4] و همکارانش و انگلهارات و ولزل[5] متمرکز می‌نماییم که دو نظر متضاد در این باره ارائه نموده‌اند. در این مقاله ما بر مفهوم دموکراسی کارآمد که در آن به حق انتخاب مستقل واقعی و پیروی عملی نخبگان از هنجارهای قانونی یا همان درستکاری نخبگان توجه می‌شود در برابر دموکراسی انتخاباتی که تنها معیار آن برگزاری انتخابات است، تأکید می‌کنیم.

بررسی ما نشان می‌دهد که مفهوم دموکراسی کارآمد می‌تواند به بسیاری از اختلاف نظرها در این زمینه پایان دهد و دستیابی به آن نیازمند دستیابی به یک سطح حداقلی از توسعه است. بنابراین یافته‌های ما این نظریه آسم اوغلو و همکارانش و همچنین سایر نظریه‌پردازانی که معتقد هستند توسعه بر پدید آمدن دموکراسی تأثیر ندارد را رد می‌کند اما در عین حال باید گفت برخلاف نظریه انگلهارات و ولزل رابطه میان توسعه و دموکراسی خطی نیست و همچنان مسائل حل‌نشده فراوانی در این زمینه وجود دارد.

واژگان کلیدی: توسعه، دموکراسی، دموکراسی انتخاباتی، دموکراسی کارآمد، مدرنیزاسیون
طبقه‌بندی موضوعی: H10, O10

مقدمه[6]

رابطه میان توسعه و دموکراسی همواره یکی از بحث برانگیزترین مسائل رشته‌های مختلف علوم انسانی بوده است. از حدود نیم قرن پیش که لیپست[7] (۱۹۵۹) بحث تأثیر توسعه بر دموکراسی را مطرح نمود تاکنون نظریه‌های بسیار گوناگونی در این باره مطرح شده است. اما در سال‌های اخیر

1. Email: Jebadi@ut.ac.ir
2. Email: Motavaselim@yahoo.com
3. Email: alinikoo77@gmail.com
4. Acemoglu
5. Inglehart & welzel
۶. بخشی از هزینه‌های این تحقیق توسط معاونت پژوهشی دانشگاه تهران از طریق اعتبار ویژه (گرنت) تأمین شده است.
7. Lipset

سال‌های اخیر آسم اوغلو و همکارانش با انتشار چندین مقاله در نشریات معتبر اقتصادی به چالش با ارتباط میان تحصیلات و دموکراسی (۲۰۰۵)، درآمد و دموکراسی (۲۰۰۸) و در مجموع نظریه مدرنیزاسیون در مورد دموکراسی (۲۰۰۹) پرداخته‌اند و از سوی دیگر انگلهارت و ولزل با انتشار چندین مقاله از جمله مقاله‌ای با عنوان «چگونه توسعه منجر به دموکراسی می‌شود؟» (۲۰۰۹) به دفاع از ارتباط تأثیر توسعه بر دموکراسی برخواسته‌اند که هر دو گروه این نظریات با استقبال فراوانی روبرو گشته است و نشان از ادامه بحث در این زمینه دارد.

دلایل گوناگونی سبب شده است این مسئله همچنان مورد توجه اندیشمندان مختلف باشد. سال‌های متمادی است که آن‌ها درصدد تبیین این مسئله هستند که چه عواملی باعث می‌شود یک کشور بتواند به دموکراسی دست یابد و لذا بررسی اثر توسعه بر پدید آمدن دموکراسی همواره از مسائل مورد توجه آن‌ها بوده است. اما از سوی دیگر، بسیاری از اندیشمندان من جمله سن[1] (۱۳۸۲)، نورث، والیس، وینگست[2] (۲۰۰۹) معتقد هستند، دموکراسی از ضروریات توسعه است. حال اگر توسعه خود پیش شرط دموکراسی باشد چگونه می‌توان به توسعه دست یافت؟[3] لذا درک این مسئله که دموکراسی واقعاً چگونه پدید می‌آید می‌تواند در درک فرایند توسعه نیز مهم باشد. بنابراین سؤال اصلی ما در این مقاله آن است که آیا توسعه بر گذار به دموکراسی و عملکرد آن اثر می‌گذارد؟ و اگر جواب این سؤال مثبت است علت آن چیست؟

به منظور بررسی این بحث ما در این مقاله از روش تحلیل مقایسه‌ای استفاده می‌کنیم. بر این اساس در بخش اول این مقاله تصویری کلی از نظریه‌های دموکراتیک شدن ارائه می‌نماییم این تصور کلی همان طور که در قسمت‌های بعدی مقاله ملاحظه می‌شود به درک اختلاف نظرها در این زمینه کمک فراوانی می‌کند. سپس استدلال‌های آسم اوغلو و همکارانش و انگلهارت و ولزل را بررسی می‌نماییم که دو نظر متضاد در این باره ارائه نموده‌اند؛ و در نهایت با نقد و مقایسه این نظریه‌ها می‌کوشیم به سؤال این مقاله پاسخ دهیم.

۱- مروری بر نظریه‌های گذار به دموکراسی

هر چند بحث پیرامون دموکراسی به ارسطو باز می‌گردد اما بحث پیرامون نحوه گذار به دموکراسی و دموکراتیک شدن از بعد از جنگ جهانی دوم مورد توجه بیشتری قرار گرفت. در ابتدا این نظریه‌ها عموماً تحت تأثیر نظریه‌های مدرنیزاسیون بودند که در آن زمان نظریه غالب در مطالعات توسعه به

1. Amartya sen
2. North, Wallis, Weingast
۳. نویسندگان این مقاله در مقاله‌ای جداگانه به بررسی اثر دموکراسی بر توسعه نیز پرداخته‌اند که این مقاله در نشریه فرایند مدیریت و توسعه به چاپ خواهد رسید.

حساب می‌آمدند. اما این گروه از نظریه‌ها نیز کلیتی واحد نیستند. در یکسو رویکردی قرار دارد که لیپست (۱۹۵۹) پیشگام آن است و بیان می‌دارد که توسعه اقتصادی - اجتماعی منجر به رشد سواد، تحصیلات عالی، رسانه‌ها، تقسیم کار و تغییراتی می‌شود که زمینه‌ساز دموکراسی می‌شوند و در سوی دیگر رویکرد طبقاتی قرار دارد که مور[1] (۱۹۶۶) پیشگام آن بوده و بیان می‌کند که توسعه اقتصادی - اجتماعی منجر به شکل‌گیری طبقات می‌شود و نبرد طبقاتی به پدید آمدن حقوق مدنی و دخالت طبقات در تصمیم‌گیرهای سیاسی می‌انجامد (Wejnert, 2005: 54-55). در واقع، تفاوت این دو رویکرد در نحوه تبیین علت ارتباط توسعه و دموکراسی است و الا در مورد رابطه توسعه و دموکراسی با هم اتفاق نظر دارند (Doorenspleet, 2002: 49)؛ و می‌توان نظریه مور را اصلاحی در نظریه مدرنیزاسیون دانست (Dahl, Shapiro, chelbub, 2003: INTroduction).

از آنجا که این مطالعات بر پیش نیازها تأکید می‌نمایند به نظریه‌های پیش نیاز نیز معروف شده‌اند. کارل[2] در یک تقسیم‌بندی نظریه‌هایی که بحث پیش‌شرط‌ها را مطرح می‌نمایند به چهاردسته پیش نیازهای اقتصادی، فرهنگی، شرایط خاص تاریخی و بین‌المللی تقسیم می‌نماید و نظریه لیپست را جزء پیش نیازهای اقتصادی و مور را با اشاره به کمی متفاوت بودن آن جزء تاریخی قرار می‌دهد (Karl, 1990: 4-6).

در حالی که این نظریه‌ها در حال گسترش بود به تدریج مخالفت با آن‌ها آغاز شد. پیشگام این انتقادات دانکوارت روستو[3] بود که چندین نقد اساسی بر این نظریه‌ها وارد نمود (Hadenius, 2002: 67-68). روستو با اشاره به انواع نظریه‌هایی که به پیش‌نیازهای اقتصادی، باورها و ساختارهای سیاسی و اجتماعی به عنوان لازمه بنا نهادن دموکراسی اشاره می‌نمایند و ضمن اشاره به سازگاری که بین برخی از آن‌ها وجود دارد به این نکته اشاره می‌نماید که بیشتر آن‌ها مربوط به دموکراسی‌های موجود هستند و اینکه دموکراسی‌های موجود چگونه تداوم می‌یابند، در حالی که در مورد مناطق دیگر دنیا سؤال این است که یک دموکراسی چگونه پدید می‌آید (Rustow, 1970: 337-340). به نظر وی ما باید میان پرسش‌های کارکردی که درباره عملکرد یک پدیده است و پرسش‌های پیدایشی که از چگونگی پدید آمدن یک پدیده سؤال می‌کنند، تفاوت بگذاریم و اشتباه نظریه‌هایی مانند لیپست در این است که این دو را اشتباه می‌گیرند. به نظر روستو، داده‌های پیرامون درآمد بالا و نرخ سواد که از دموکراسی‌های با ثبات گردآوری شده‌اند حاصل دموکراسی هستند نه عاملی که آن را پدید آورده است و این همبستگی لزوماً نشان از رابطه علّی نیست (Ibid. 241-242). وی تنها عاملی را که به عنوان پیش نیاز دموکراسی به رسمیت می‌شناسد وحدت ملی است، یعنی افراد به

1. Moore
2. Terry Lynn Karl
3. Dankwart Rustow

دنبال جدایی‌طلبی نباشند و معتقد است اگر مباحث اقتصادی و اجتماعی هم اثری داشته باشند به واسطه اثر غیرمستقیم بر وحدت ملی است و الا هیچ رابطه‌ای میان پیش نیازهای اقتصادی و دموکراسی وجود ندارد. به نظر روستو مثال بارز آن هم کشورهایی مانند کویت و آلمان نازی است که به‌رغم شاخص‌های اقتصادی دموکراتیک نیستند یا کشورهایی مانند آمریکا در ۱۸۲۰ یا فرانسه ۱۸۷۰ که به‌رغم درآمد پایین دموکراسی بوده‌اند (Rustow, 1970: 350-352).

اما چالش اصلی در برابر نظریه‌های مدرنیزاسیون زمانی پدید آمد که مجموعه‌ای از گذارها در آمریکای جنوبی و جنوب اروپا روی داد. در واقع، نظریه‌های مبتنی بر پیش نیاز نمی‌توانستند گذار به دموکراسی در کشورهای آمریکای لاتین را، در حالی که این پیش نیازها فراهم نبود و گاه شرایط بسیار بحرانی بود، توضیح دهند. به عنوان مثال، گذار برزیل به دموکراسی پس از یک دوره رکود شدید روی داد و در آرژانتین با وجود رشد نسبتاً بالای تولید ناخالص ملی در سال‌های متمادی رژیم اقتدارگرا سال‌ها پایدار ماند. در مورد فرهنگ سیاسی نیز آرژانتین، اروگوئه و برزیل با وجود تروریسم دولتی و نقض حقوق بشر یک دفعه گذار به دموکراسی را تجربه کردند. مجموعه این رویدادها سبب شد که محققان منتقد این سؤال را مطرح نمایند که اگر شرایط اقتصادی و فرهنگ دموکراتیک پیش نیاز مهمی است چگونه یک دفعه فرهنگ مدنی و تحمل‌پذیری در این کشورها به وجودآمد. در مورد تأثیر قدرت‌های بزرگ نیز وضعیت کشورهای آمریکای مرکزی و گاه حمایت آمریکا از اقتدارگرایان نمونه‌ای از نقض این نظریه است (Karl, 1990: 4-5). به وقوع پیوستن گذار در آمریکای جنوبی و جنوب اروپا که مطابق این نظریات غیرمنتظره بود باعث جلب توجه بسیاری از اندیشمندان از جمله (O-O'Donell & Philippe, 1986); (Malloy, 1987) به این گذارها شد و توجه آن‌ها را از تمرکز بر ساختارهای اجتماعی به سوی رفتار نخبگان جلب نمود (Higley, Burton, 1989: 17).

بشیریه در توضیح تفاوت میان این دو دسته از نظریه‌ها می‌نویسد: «در حالی که نظریه‌های ساختارگرایانه خصلتی مکانیکی دارند و بر رابطه علت و معلولی و یا همبستگی میان شاخص‌های توسعه اجتماعی و توسعه دموکراسی تأکید می‌گذارند، نظریه‌های کنشگرانه بر مبارزات اجتماعی، سیاسی و طبقاتی و نقش آن‌ها در پیشبرد دموکراسی تمرکز می‌کنند. نظریه‌های کنشگرایانه به دو دسته جامعه – محور و دولت – محور قابل تقسیم هستند. در دسته اول بر نقش طبقات اجتماعی خارج از عرصه قدرت دولتی تأکید بیشتری گذاشته می‌شود در حالی که در دسته دوم نقش و رتبه‌بندی نیروهای سیاسی و به ویژه نخبگان حاکم در رابطه با امکان گذار به دموکراسی درکانون توجه قرار می‌گیرد» (بشیریه، ۱۳۸۴: ۲۴). نظریه‌هایی که بر نقش کنشگران تأکید می‌ورزند به شورش‌های خیابانی، اعتصابات اتحادیه‌های کارگری، مصالحه و رایزنی میان نخبگان و سازش‌های طبقاتی به عنوان عوامل اصلی گذار به دموکراسی تأکید می‌نمودند. در واقع، تأکید مور بر تضاد

طبقاتی سبب شده است که برخی از جمله آسم اوغلو نظریهٔ وی را در این گروه قرار دهند هرچند همان طور که گفتیم به دلیل تأکید بر توسعه اقتصادی - اجتماعی و پیش نیازها در آن گروه هم قرار می‌گیرد. نقد وارد بر این نظریه‌ها نیز غفلت از ساختارها و محیط پیرامونی و تأثیر آن بر کنشگران بود لذا راه برای ارائه نظریاتی کامل‌تر باز گردید.

نظریات بعدی نگاهی چند بعدی‌تر به تغییرات لازم برای گذار به دموکراسی داشتند. «نظریه‌های دسته سوم به جای تأکید بر طبقات و نیروهای اجتماعی به تنهایی و یا ساختار و کردار طبقه حاکم یا نخبگان سیاسی توضیح فرایند گذار را در ترکیب این دو نگرش جستجومی‌کنند» (بشیریه، ۱۳۸۴: ۴۷). از جمله این نظریه‌ها می‌توان به کتاب لینز و استپان[1] با عنوان «*مسائل گذارهای دموکراتیک و تحکیم آن*» (۱۹۹۶) اشاره نمود. نگاه این دو اندیشمند به پیش زمینه‌ها بسیار متفاوت است. آن‌ها هر چند می‌پذیرند که گذارهای دموکراتیک در کشورهایی تحقق می‌یابد که سطحی متوسط از توسعه یافتگی را دارند اما یادآور می‌شوند که روندهای اقتصادی فی‌نفسه مهم نیستند. آنچه اهمیت دارد باور مردم یا کنشگران اصلی درباره مشروعیت رژیم ،تصور بدیل‌ها یا سرزنش نظام از سوی آن‌ها است. این دو محقق حتی یادآور می‌شوند که یک رژیم غیردموکراتیک می‌تواند استدلال کند که برای پیشرفت اقتصادی باید مدتی ازشیوه‌های قهرآمیز استفاده نمود در واقع اگر شرایط به گونه‌ای باشد که مردم و کنشگران سیاسی بدیلی را متصور نباشند یک رژیم غیردموکراتیک می‌تواند مدت‌ها به حکومت خود ادامه دهد (کدیور، ۱۳۸۶: ۱۲۹).

نمونه دیگری از این نظریات را می‌توان در کارهای متأخر هانتیگتون یافت. در واقع، این گفته وی که، «توسعه اقتصادی حصول دموکراسی را میسر می‌سازد، رهبری سیاسی آن را تحقق می‌بخشد» (هانتینگتون، ۱۳۷۳: ۳۴۵)، به خوبی تلفیق میان تأثیر زمینه‌ها و نقش نخبگان را مشخص می‌سازد. وی در مورد تأثیر توسعه اقتصادی بر دموکراسی خاطر نشان می‌سازد که رشد و افزایش درآمد سرانه، احساسات و اعتماد درونی، رضایت از زندگی را بهبود می‌بخشد، درصد افرادی که تحصیلات عالی را طی می‌نمایند افزایش می‌دهد، طبقه متوسط را قدرتمند ساخته و گسترش می‌دهد که همه این‌ها به دموکراسی کمک می‌نمایند و «توسعه اقتصادی منابع مهمی ایجاد می‌کند که در دسترس گروه‌های اجتماعی قرار می‌گیرد و از همین رو توافق و مصالحه را رایج می‌کند» (هانتینگتون، ۱۳۷۳: ۷۶). به نظر هانتیگتون توسعه اقتصادی در بقای حکومت دموکراتیک ایجاد شده نیز نقش دارد (همان، ۲۹۸).

---

1. Linz, Juan J, stepan ,Alfred

وی در آثاردیگرش به این سؤال پاسخ می‌دهد که چرا برخی کشورها با وجود درآمد سرانه بالا همچنان دموکراسی نیستند. ی سو[1] خاطر نشان می‌سازد: «هانتینگتون برای آشتی دادن شواهد متضاد در ادبیات مزبور مفهوم جدیدی را تحت عنوان حیطه گذار[2] مطرح می‌سازد. مطابق این مفهوم کشورها با رسیدن به توسعه اقتصادی به حیطه انتقال قدم می‌گذارند که در آن نگهداری و حفظ نهادهای سیاسی سنتی روز به روز دشوارترمی‌شود. توسعه به خودی خود مشخص نمی‌سازد که کدام نظام سیاسی جایگزین نهادهای مزبور خواهد شد. کشورهایی که در این حیطه انتقال قرار دارند ممکن است به جای حرکت مستقیم در جهت دموکراسی به سبک غربی راه خود را از میان گزینه‌های مختلف انتخاب نمایند و تحولات آینده آن‌ها نیز بستگی به تصمیماتی خواهد داشت که نخبگان سیاسی آن‌ها در آن مقطع تاریخی اتخاذ نموده‌اند. خلاصه اینکه گر چه رفاه اقتصادی شرط لازم برای دموکراسی محسوب می‌شود اما به هیچ‌وجه شرط کافی نیست» (ی.سو، ۱۳۸۰: ۱۰۲).

نگاهی به نظریه‌های موج سوم نشان می‌دهد که به تدریج نظریه‌ها چند بعدی‌تر شده‌اند و امروز شاهد نظریه‌هایی هستیم که تری کارل[3] عنوان وابسته ساختار یافته[4] را بر آن‌ها می‌گذارد. این نظریه‌ها از یک سو نقش کنشگران در فرایند گذار را می‌پذیرد و ازسوی دیگر بر این مسئله نیز تأکید دارد که کنشگران تابع ساختارهایی هستند که از قبل وجود داشته است.

نگاهی کلی به نظریه‌های فوق و سایر نظریه‌های مدرنیزاسیون نشان می‌دهد که در بیشتر مطالعات نظریه‌ها را به دو گروه ساختار محور و نخبه محور تقسیم می‌کنند (Karl, 1990); (Hadiz, 2009); (Welzel, 2009); (Inglehart &.Welzel, 2005: 164-165); (Hyden, 2002): و با توجه به موج سوم نظریه‌ها که به آن اشاره کردیم در مجموع می‌توان نظریه‌ها را به صورت طیفی در نظر گرفت که در یک سوی آن نظریه‌پردازانی وجود دارند که بر پیش نیازها یا ساختارها تأکید می‌کنند و به برخی از آن‌ها از جمله لیپست و مور در صفحات قبل اشاره شد و در سوی دیگر نظریه‌پردازانی که بر نقش نخبگان تأکید می‌کنند که برخی از آن‌ها مانند روستو، اودانیل و اشمولر و مولای اشاره کردیم.

اکنون با توجه به مطالب فوق در ادامه به بررسی نظریه‌های گوناگونی می‌پردازیم که پیرامون رابطه توسعه و دموکراسی نوشته شده است.

---

1. Alvin Y. So
2. Zone of Transition
3. Karl, Terry
4. Structured Contingency

۲- موافقان و مخالفان تأثیر توسعه بر دموکراسی

مخالفان اولیه تأثیر توسعه بر دموکراسی اصولاً همان طرفداران نظریه‌های نقش نخبگان هستند که پیشگام آن‌ها روستو است که در بالا به عقاید وی اشاره شد و پس از وقوع گذارهای آمریکای جنوبی و جنوب اروپا، نظریه‌پردازان دیگری هم با تأکید بر عدم وجود پیش نیازهای اقتصادی و فرهنگی در این کشورها به رد تأثیر توسعه و دموکراسی پرداختند که در بالا به برخی از آن‌ها اشاره شد. اما به تازگی آسم اوغلو و همکارانش از زاویه دیگری به مخالفت با تأثیر توسعه بر دموکراسی پرداخته‌اند. در سوی دیگر نیز موافقان تأثیر توسعه و دموکراسی قرار دارند که پیشگام آن‌ها لیپست است و اصولاً همان طرفداران تأثیر ساختارها بر دموکراسی هستند. در سال‌های اخیر انگلهارت و ولزل ضمن بسط این نظریه‌ها اصلاحاتی در آن انجام داده‌اند. در ادامه به بررسی آراء اسم اغلو و همکارانش و انگلهارت و ولزل می‌پردازیم.

۳- نقاط حیاتی تاریخی، توسعه، دموکراسی

اسم اوغلو استاد دانشگاه MIT را می‌توان از جمله مخالفان اصلی تأثیر توسعه بر دموکراسی دانست. وی و همکارانش چند سال است که با نوشتن مقالات گوناگون در نشریات معتبر اقتصادی به چالش با این نظریه از جمله ارتباط میان تحصیلات و دموکراسی (۲۰۰۵)، درآمد و دموکراسی (۲۰۰۸) و در مجموع نظریه مدرنیزاسیون در مورد دموکراسی (۲۰۰۹) پرداخته‌اند که مورد توجه سایر اندیشمندان نیز قرار گرفته است (Gundlach & Paldam, 2009: 340) ;(Boix, 2009).

اسم اوغلو و همکارانش با اشاره به نظریه مدرنیزاسیون و من جمله نظریه لیپست که می‌گوید سطح توسعه اقتصادی بر خلق و حمایت از دموکراسی تأثیر می‌گذارد به نظریه مقابل آنکه توسط مور ارائه شده است اشاره می‌کنند، که طبق آن تغییر نهادی است که توسعه اقتصادی و سیاسی را متأثر می‌سازد و این تغییر به وسیله افراد مختلف در طول نقاط حیاتی تاریخی[1] روی می‌دهند (Acemoglu & …, 2009: 1043). به نظر آن‌ها نظریه مور درست است و تأیید نظریه مدرنیزاسیون به دلیل بی‌توجهی به برخی متغیرها است. آن‌ها برای بررسی وابستگی به مسیر و تأثیر نقاط حیاتی تاریخی بر دموکراسی به بررسی مستعمرات سابق اروپاییان با توجه به مقاله سال ۲۰۰۱ می‌پردازند (Ibid. 1045).

آن‌ها در مقاله سال ۲۰۰۱ بیان می‌دارند که تحقیقات فراوانی نشان داده‌اند که کشورهایی که نهادهای بهتری دارند حقوق مالکیت امن‌تری دارند، لذا سرمایه‌گذاری در سرمایه فیزیکی و انسانی

1. critical historical juncture

در آن‌ها بیشتر است و از این عوامل برای دست یافتن به درآمد سرانه بالاتر استفاده می‌کنند (Acemoglu, Johnson, robinson, 2001: 1369). اما به نظر آن‌ها تفاوت نهادی می‌تواند علل متفاوتی داشته باشد و آن‌ها در صدد تبیین منبع خارجی تغییر در نهادها به ویژه در کشورهایی که سابقاً مستعمره بودند هستند (Ibid. 1370).

فرضیه آن‌ها این است که میزان مرگ و میر بر جمعیت تأثیر گذاشته است و میزان جمعیت بر نوع نهادها مؤثر بوده است و نهادهای اولیه بر نهادهای کنونی و به تبع عملکرد اقتصادی تأثیر گذاشته‌اند (Ibid. 1373). در جایی که نرخ مرگ و میر پایین بود و اروپاییان می‌توانستند به طور گسترده ساکن شوند نهادهایی را پدید آوردند که شبیه کشورهای خودشان بودند و ضامن حقوق مالکیت بود که نمونه جالب آن استرالیا است (Ibid. 1374). در مقابل آن‌ها در آمریکای جنوبی وآفریقا روش دیگری را درپیش گرفتند و دولت‌های استبدادی را جهت تسهیل استخراج منابع پدید آوردند (Ibid. 1375). آن‌ها پس از بررسی داده‌های گوناگون نتیجه می‌گیرند که میزان اسکان اروپاییان که تحت تأثیر نرخ مرگ و میر بود در برنامه‌ریزی آن‌ها جهت ایجاد نهادهایی که قوانین را اجراء کنند و سرمایه‌گذاری را تشویق نمایند یا دولت‌های استخراجی[1] را پدید آوردند مؤثر بوده است و تأثیر آن نهادها تاکنون نیز باقی مانده است (Ibid. 1395).

براساس نظریه فوق آسم اوغلو و همکارانش بر نقش نهادها بر توسعه سیاسی و اقتصادی تأکید می‌کنند و بنابراین معتقد هستند جهت بررسی رابطه میان توسعه و دموکراسی باید سه متغیر تاریخی را وارد مدل نمود. این متغییرها عبارتند از: تراکم جمعیت درونی قبل از مستعمره شدن که استراتژی مستعمراتی و مسیر توسعه آینده را مشخص نموده‌اند، محدودیت‌های اجرایی در حالت مستعمره بودن که نزدیک‌ترین متغیر موجود جهت تخمین نهادهای وابسته است و زمان استقلال که متغیری دیگر برای تخمین استراتژی مستعمراتی است و اصولاً متسعمرات غیراستخراجی زودتر استقلال یافته‌اند (Acemoglu & …, 2009: 1045-6). آن‌ها برای تخمین دموکراسی نیز از شاخص حقوق سیاسی خانه آزادی[2] استفاده می‌کنند که با شاخص مورد استفاده برو[3] و داده‌های Polity IV آن را تکمیل کرده‌اند (Ibid. 1046).

آن‌ها در مجموع این فرضیه را بررسی می‌نمایند که همبستگی میان درآمد و احتمال انتقال به دموکراسی به دلیل متغیرهای حذف شده است و کنترل این عوامل با به حساب آوردن اثرات ثابت در مدل‌ها همبستگی میان درآمد و دموکراسی را از بین می‌برد و در واقع این عوامل تاریخی به طور

1. Extractive States
2. Freedom House Political Rights Index
3. Barro

همزمان درآمد و دموکراسی را تحت تأثیر قرار می‌دهند (Ibid. 1043). آن‌ها پس از واردن کردن متغیرهای فوق نشان می‌دهند که چه در مدل‌های خطی و چه در غیرخطی درآمد تأثیری بر گذار به دموکراسی یا دور شدن از دموکراسی[1] ندارد (Ibid. 1050-1053). آن‌ها در تفسیر اثرات ثابت به این نکته اشاره می‌نمایند که یک تکمیل‌کنندگی طبیعی[2] میان نهادهای سیاسی و اقتصادی وجود دارد. رشد اقتصادی زمانی روی می‌دهد که نهادهای موجود سرمایه‌گذاری و تولید را تشویق نمایند و این امر وقتی روی می‌دهد که نهادها قدرت سیاسی (نخبگان سیاسی) را محدود نمایند (Ibid. 1054).

آن‌ها در مورد رابطه میان تحصیلات و دموکراسی نیز معتقدند که دلیل ادعای تأثیر تحصیلات بر دموکراسی نیز در نظر گرفتن عواملی است که این دو را به طور همزمان تحت تأثیر قرار می‌دهد و در نهایت آن‌ها این مسئله را نیز به نهادها ارتباط می‌دهند (Acemoglu & …, 2005: 44 & 48).

آسم اوغلو و همکارانش در پاسخ به این سؤال که تفاوت نهادی کشورها به چه دلیل است به نقاط حیاتی تاریخی اشاره می‌کنند که در آن‌ها ممکن است نهادهایی خلق شوند که جامعه را به سوی رشد و دموکراسی ببرندیا اینکه به سوی فقر و دیکتاتوری ببرند. لذا درآمد و دموکراسی با هم تکامل می‌یابند ولی رشد اقتصادی الزاماً به دموکراسی نمی‌انجامد (Ibid. 1054-55). آن‌ها در نهایت اشاره می‌نمایند که تأکید بر عوامل تاریخی به معنی این نیست که این عوامل تنها یا مهم‌ترین عوامل تعیین دموکراسی هستند و عوامل بسیاری هستند که به وسیله متغیرهای تاریخی توضیح داده نمی‌شوند از سوی دیگر، درآمد و تحصیلات بالاتر تمایل به مشارکت سیاسی را افزایش می‌دهد اما غیر محتمل است که جنبش‌های دموکراسی خواهی در جهان به وسیله اثرات علّی درآمد و تحصیل به حرکت درآیند (Ibid. 1057).

۴- دموکراسی به عنوان نشانگان توسعه انسانی

اینگلهارت و ولزل را می‌توان مشهورترین طرفداران مدرنیزاسیون نامید اما آن‌ها معتقد هستند نظریه مدرنیزاسیون دارای اشکالاتی است و پیشنهاداتی نیز برای اصلاح آن ارائه می‌نمایند (Inglehart & Welzel, 2005: 46). لذا آن‌ها می‌کوشند نوع جدیدی از نظریه مدرنیزاسیون را ارائه نمایند که «توسعه اجتماعی اقتصادی[3]، تغییر فرهنگی[4] و دموکراتیزسیون[5] را تحت موضوع فراگیر توسعه انسانی یکپارچه نماید» (Ibid. 1). نگاه آن‌ها به پدیده دموکراسی نیز از زاویه توسعه انسانی است. دلیل آن‌ها برای استفاده از

1. transitions to and transitions away from democracy
2. Natural Complementarity
3. Socioeconomic development
اینگلهارت و ولزل در برخی موارد از مدرنیزاسون اجتماعی اقتصادی به عنوان هم ارز توسعه اجتماعی اقتصادی استفاده می‌کنند.
4. Cultural change
5. Democratization

مفهوم توسعه انسانی آن است که به نظر آن‌ها «نظریه‌های مدرنیزاسیون استدلال می‌کنند که رابطه نزدیکی میان توسعه اجتماعی اقتصادی، مدرنیزاسیون فرهنگی و عملکرد دموکراتیک و جود دارد اما به میزان مناسب تمرکز مشترک بر این سه پدیده را تصریح نمی‌کنند» (Inglehart & Welzel & Klingeman, 2001; 2). البته این رویکرد همان طور که خود آن‌ها نیز اشاره می‌نمایند حاصل بسط نظریه آنان و سن[1] پیرامون توسعه انسانی است (Ibid. 2001: 4); (Ibid. 2003: 344). سلسله کتب و مقالات آن‌ها در این زمینه با کتاب «*توسعه انسانی به مثابه تئوری عمومی تغییر اجتماعی*» در سال ۲۰۰۱ آغاز می‌شود و آخرین آن‌ها مقاله «چگونه توسعه به دموکراسی منجر می‌شود؟» است که در سال ۲۰۰۹ در مجله فارن افیرز به چاپ رسیده است والبته در این میان مهم‌ترین اثر این مجموعه کتاب «*مدرنیزاسون، تغییر فرهنگی و دموکراسی: توالی توسعه انسانی*» است که حتی در مقاله اخیر نیز به آن ارجاع داده‌اند (Inglehart & Welzel, 2009:44).

انگلهارت و ولزل معتقد هستند که وجود اختلاف درباره رابطه میان توسعه و دموکراسی به تعریف ما از دموکراسی باز می‌گردد (Ibid. 2008: 127). آن‌ها همان طور که خودشان می‌گویند مانند بسیاری از نویسندگان میان دموکراسی صوری[2] یا همان دموکراسی انتخاباتی[3] و دموکراسی لیبرال کارآمد اصیل[4] یا به طور خلاصه دموکراسی کارآمد تفاوت می‌گذارند. تفاوت این دموکراسی‌ها نیز در نتایج آن است در حالی که در دموکراسی کارآمد به حق انتخاب واقعی و پیروی عملی نخبگان از هنجارهای قانونی یا همان درستکاری نخبگان[5] توجه می‌شود. دموکراسی صوری چنین نیست. آن‌ها با توجه به تأکیدی که بر توسعه انسانی و حق انتخاب دارند در تحقیقاتشان بر دموکراسی کارآمد تمرکز می‌کنند که قرابت بیشتری با توسعه انسانی دارد و برای سنجش آن نیز از میان شاخص‌های مختلف از شاخص ترکیبی استفاده می‌نمایند که شامل اندازه‌گیری خانه آزادی[6] است که حقوق مدنی و سیاسی را دربرمی‌گیرد و امتیاز ضدفساد بانک جهانی[7] که به عنوان شاخص عدم فساد نخبگان[8] یا میزان پیروی آن‌ها از هنجارهای قانونی محسوب می‌شود (Ibid. 2005: 152-154). آن‌ها در خصوص علت استفاده از شاخص دموکراسی کارآمد می‌افزایند که شاخص خانه آزادی وجود یا عدم وجود نهادهای مدنی و سیاسی را می‌سنجد و

1. Annad, sudhir, Sen amartya
2. Formal democracy
3. Electoral democracy
4. Genuinely effective liberal democracy
5. Elite integrity
6. Freedom House
7. World Bank's anticorruption scores
8. indicator of elite integrity

اگر حاکمان به این حقوق احترام نگذارند آن‌ها تنها بر روی کاغذ وجود دارند. آن‌ها با تعریف فساد به عنوان امتناع صاحب منصبان از ارائه خدماتی که قانون برای مردم قائل شده است و در عوض ارائه آن خدمات به پرداخت‌کنندگان رشوه و حامیان یادآور می‌شوند که فساد می‌تواند قوانین را بی‌ارزش کند لذا برای سنجش دموکراسی کارآمد باید حقوق و قوانین و میزان رعایت آن‌ها را مدنظر قرار داد. آن‌ها اشاره می‌کنند که بسیاری از محققان برجسته من جمله لینز و استپان[1]، برززینسکی[2] و روز[3] قبول دارند که فساد نخبگان جدی‌ترین نقض کننده دموکراسی کارآمد است (Ibid. 2005: 192-3).

به نظر آن‌ها در حالی که دموکراسی صوری را می‌توان به کشوری تحمیل نمود اما دموکراسی کارآمد نیازمند پدید آمدن تأکید عمومی ارزش‌های ابراز وجود[4] است (Ibid, 2005:149). آن‌ها در مقاله آخرشان یک قدم فراتر نیز رفته‌اند و اشاره می‌نمایند که دموکراسی‌های صوری که در خلال سال‌های ۱۹۸۵ الی ۱۹۹۵در اروپای شرقی و بیشتر به واسطه نقش نخبگان و شرایط بین‌المللی پدید آمدند با توجه به داده‌های بانک جهانی اکثرا فاسد و فاقد کارایی بوده‌اند و بنابراین تأکید عمومی برارزش‌های ابراز وجود برای دست یافتن به دموکراسی کارآمد ضروری است (Ibid. 2005: 42-44).

اما ارزش‌های ابراز وجود چگونه پدید می‌آیند؟ انگلهارت و ولزل برای پاسخ به این سؤال به مفهوم توسعه انسانی متوسل می‌شوند. به نظر اینگلهارت و ولزل، ۱- مدرنیزاسیون اقتصادی - اجتماعی؛۲- انتقال فرهنگی به سوی تأکید بر ارزش‌های ابراز وجود؛ و ۳- دموکراتیک شدن اجزا منحصر به فرد فرایند توسعه انسانی هستند که سبب گسترش انتخاب افراد می‌شوند (Ibid. 2) که شرح این فرایند در ادامه بیان می‌شود.

به نظر اینگلهارت و ولزل، توسعه انسانی با توسعه اجتماعی اقتصادی آغاز می‌شود (Ibid. 151). در روند توسعه اقتصادی - اجتماعی و به تبع آن حرکت جوامع از کشاورزی به صنعتی، به واسطه افزایش کالاها و خدمات باعث کاهش محدودیت‌های مادی و افزایش حس امنیت زیستی[5] می‌شود و همچنین امکان تحصیل رسمی را فراهم می‌آورد که باعث افزایش دسترسی به دانش و اطلاعات می‌شود و در نهایت باعث پدید آمدن تخصص‌های حرفه‌ای، پیچیدگی‌های اجتماعی و رشد تنوع تعاملات انسانی می‌شود (Ibid. 24). به نظر آن‌ها اثرات توسعه اقتصادی - اجتماعی در این مرحله به شرح ذیل است.

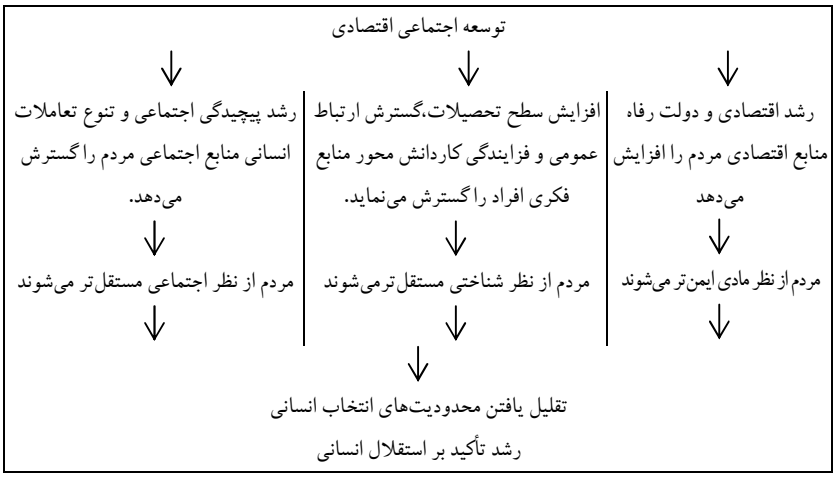
---

1. Linz and Stepan
2. Brzezinski
3. Rose

۴. ارزش‌های ابراز وجود شامل تساهل و مشارکت در تصمیم‌گیری‌های سیاسی و اقتصادی است.

۵. این کلمه معادل sense of existential security است که به معنی وجود حداقل‌های معاش و سرپناه است.

اثرات آزادی بخش[1] توسعه اقتصادی اجتماعی



منبع: (Inglehart & Welzel, 2005: 25)

توسعه اقتصادی – اجتماعی زمینه انتقال از جامعه صنعتی به پسا صنعتی را فراهم می‌آورد. جامعه پسا صنعتی با توجه به نکاتی که اینگلهارت و ولزل به آن اشاره می‌کنند جامعه‌ای است که به سطح مطلوبی از امنیت زیستی را برای افراد ایجاد نموده است، شاغلین آن بیشتر در بخش خدمات مشغول به کار هستند و خلاقیت نقش مهمی در تولید دارد. البته این خصوصیات معلول مجموعه‌ای از عوامل از جمله توسعه اقتصادی – اجتماعی هستند و خود اثرات دیگری را به همراه می‌آورند. به نظر آن‌ها در دوران پسا صنعتی محدودیت‌های عینی بر انتخاب انسان که در سه زمینه وجود دارد تقلیل می‌رود. نخست آنکه در این دوران سطح بالایی از رونق و دولت‌های رفاه پدید می‌آیند که غذا، سرپناه، بهداشت و سایر خدمات را برای اکثر مردم فراهم می‌آورند. ثانیاً در ادامه روند افزایش دانش که از دوران صنعتی آغاز شده است در این دوران شاهد مهارت‌های شناختی افراد افزایش بیشتری می‌یابد و «طبقه خلاق[2]» ظهور می‌کند که افراد آن با دانش کار می‌کنند. همچنین تقاضا برای تحصیلات نیز افزایش می‌یابد و دسترسی افراد به اخبار و اطلاعات نیز تسهیل می‌شود. ثالثاً، اینکه در نتیجه این تحولات فرایند تولید نیز دچار دگرگونی می‌شود و دیگر افراد تحت آن نظم کارخانه‌ای کار نمی‌کنند و افراد در سازمان‌های انعطاف‌پذیرتر و مستقل‌تر فعالیت می‌کنند لذا استقلال افراد بیشتر می‌شود. در مجموع، این تحولات حس استقلال افراد را بیشتر می‌کند و باعث می‌شود آن‌ها استقلال اولویت بیشتری برای استقلال فردی قائل شوند. در واقع، اینگلهارت و ولزل معتقد هستند اثرات توسعه اقتصادی – اجتماعی تنها معطوف به درآمد سرانه نیست و در این میان رشد جامعه دانش،

1. Emancipative Effects
2. creative class

پیچیدگی‌های آن، شبکه‌های افقی و تنوع امور مهمی هستند که اهمیت آن‌ها را می‌توان با نگاه به کشورهای صادرکننده نفت که درآمد بالا دارند درک کرد (Inglehart & Welzel, 2005: 28-29; 45).

در مجموع، اینگلهارت و ولزل معتقدند مجموعه این تحولات باعث به تفاوت‌های میان جامعه صنعتی و پسا صنعتی منجر می‌انجامد که به شرح ذیل است:

تفاوت میان اثرات فازهای صنعتی و پسا صنعتی بر مدرنیزاسیون ارزش‌های انسانی

صنعتی شدن		پسا صنعتی شدن	
↓	↓	↓	↓
تشدید بهره‌برداری از منابع طبیعی	نظم یافتن سازمان‌های فعالیت انسانی	تداوم بهره‌برداری از منابع طبیعی و افزایش ریسک‌های اکولوژیک	فردی شدن سازمان‌های فعالیت انسانی
↓	↓	↓	↓
احساس کنترل فنی بر نیروهای طبیعت	حس ضعیف استقلال فردی در جامعه	احیا نگرانی معنوی در مورد حفاظت از طبیعت	احساس استقلال فردی در جامعه
↓	↓	↓	↓
رشد توده‌ای تأکید بر ارزش‌های سکولار-عقلایی	رشد آرام تأکید بر ارزش‌های ابراز وجود	رشد آرام تأکید بر ارزش‌های سکولار-عقلایی	رشد توده‌ای تأکید بر ارزش‌های ابراز وجود

منبع: (Inglehart & Welzel, 2005:30)

نتایج بررسی‌های میدانی آن‌ها نیز تغییرات قابل توجهی را در زمینه تغییرات ارزشی و فرهنگی نشان می‌دهد. آن‌ها در بررسی‌هایشان علاوه بر معیار درآمد سرانه به درصد کارگران در بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات توجه می‌کنند که به نظر آن‌ها نشان‌دهنده مراحل سه گانه توسعه اقتصادی - اجتماعی جامعه کشاورزی،جامعه صنعتی وجامعه پسا صنعتی – است. میان انتقال از ارزش‌های سنتی به سکولار و انتقال از جامعه کشاورزی به صنعتی رابطه مثبتی وجود دارد. از سوی دیگر، میان انتقال از ارزش‌های بقا به ابراز وجود و افزایش کارگران بخش خدمات که نشان‌دهنده جامعه صنعتی است نیز رابطه مثبتی وجود دارد در حالی که در صنعتی شدن تأثیر مهمی بر تأکید بر ارزش‌های ابراز وجود ندارد (Ibid. 2005: 58-59). انگلهارت و ولزل معتقد هستند صنعتی شدن تأکید بیشتری بر سکولار شدن و عقلایی کردن اقتدار[1] در مقایسه با استقلال فردی و ارزش‌های ابراز وجود دارد و این مسئله یکی از دلایل این امر است که چرا در جوامع صنعتی شاهد ظهور کمونیسم و فاشیسم هستیم. در واقع، گرچه نمی‌توان این مسئله را باعث بروز کمونیسم یا فاشیسم دانست اما تا حدودی زمینه پذیرش آن را فراهم آورده است. انگلهارت و ولزل با استناد به برخی از تحقیقات دیگر بیان می‌دارند که در جوامع کشاورزی استقلال فرد بیشترازجوامع صنعتی بوده است زیرا جوامع صنعتی نیاز بیشتری به نظم جهت تولید انبوه داشته‌اند (Ibid. 58-59; 35).

1. Rationalization of authority

درحالی که انتقال از جامعه صنعتی به پسا صنعتی و در نتیجه رشد کارگران بخش خدمات باعث انتقال از ارزش‌های بقا به ابراز وجود می‌شود و این انتقال بخش مهمی از تغییر در ارزش‌های ابراز وجود را توضیح می‌دهد اما این فرایند تأثیری بر ارزش‌های سنتی و سکولار – عقلایی ندارد و در واقع جوامع پسا صنعتی آزادی ازهر دوی این‌ها را به همراه می‌آورد (Ibid. 60). از سوی دیگر، نتایج بررسی آن‌ها نشان می‌دهد که سنت‌های مذهبی[1] اثر ماندگاری بر سیستم ارزش‌های جوامع دارند و این ماندگاری بیش از آن است که در گذشته تصور می‌شد (Ibid. 64). از سوی دیگر، آن‌ها این مسئله که روند تغییر ارزشی به واسطه وجود رسانه‌های گسترده و شبکه‌های ارتباطی یک روند جهانی و به سوی همگرایی فرهنگی[2] و تبدیل شدن جهان به دهکده جهانی[3] است را رد می‌کنند و معتقدند این تغییرات با توسعه اقتصادی – اجتماعی به ویژه درآمد سرانه ارتباط دارد (Ibid. 133-134). انگلهارت و ولزل در بررسی‌هایشان به این نتیجه می‌رسند که توسعه اقتصادی – اجتماعی و سنت فرهنگی مشترک دارای هم پوشانی با هم هستند و جداکردن اثرآن‌ها مشکل است (Ibid. 80).

اینگلهارت و ولزل در خصوص توالی توسعه انسانی معتقد هستند که «افزایش شرایط زیستی مطلوب منجر به این مسئله می‌شود که افراد تأکید بیشتری بر آزادی انسانی و توسعه بنمایند و این امر فشاری را برای تأسیس و تقویت آزادی‌های دموکراتیک خلق می‌کند. به نظر آن‌ها فرایند توسعه انسانی را می‌توان به صورت ذیل نشان داد:

تغییرات اقتصادی ← تغییرات فرهنگی ← تغییرات سیاسی

(امنیت زیستی) ارزش‌های ابراز وجود نهادهای دموکراتیک (Inglehart & Welzel, 2005: 134).

آن‌ها یادآور می‌شوند: «به طور خلاصه مدرنیزاسیون اقتصادی – اجتماعی سبب توانایی‌های عینی می‌شود که افراد را قادر می‌سازد که زندگیشان را بر اساس انتخاب‌های مستقل قرار دهند. افزایش تأکید بر ارزش‌های ابراز وجود سبب می‌شود افراد آزادی انتخاب را تقاضا نمایند و از آن حمایت کنند. نهادهای دموکراتیک حقوقی را بنا می‌نهد که اعمال انتخاب آزاد در فعالیت را حق مسلم افراد می‌داند. این سه فرایند همگی بر رشد انتخاب انسانی مستقل متمرکز هستند. از آنجا که انتخاب انسانی توانایی انسانی ویژه‌ای است ما این فرایندها را که این امر به صورت بالقوه توسعه می‌دهند توسعه انسانی می‌نامیم»(Ibid. 3).

انگلهارت و ولزل با تکیه بر پیمایش‌های جهانی به این سؤال پاسخ می‌دهند که رابطه علّی از توسعه به سوی دموکراسی است یا برعکس است؟به نظر آن‌ها رابطه از توسعه به دموکراسی است.آن‌ها با بررسی گذارهای انجام گرفته به سوی دموکراسی در خلال سال‌های ۱۹۵۰ الی ۱۹۹۰

1. Religious traditions
2. cultural convergence
3. Global village

نشان می‌دهند که هر چند در درآمد سرانه پایین‌تر از ۱۰۰۰دلار رشد درآمد زیاد مهم نیست اما در کشورهایی با درآمد بالاتر از ۷۰۰۰ دلار هر ۱۰۰۰ دلار افزایش در درآمد سرانه گذار به سوی دموکراسی را تقریباً دو برابر افزایش می‌دهد (Ibid. 169)[۱]. آن‌ها درهمان اثر و همچنین اثر جدیدشان بیان می‌دارند که این امر به معنای آن نیست که وقتی کشورها به سطح معینی از درآمد ناخالص ملی می‌رسند نهادهای دموکراتیک به صورت اتوماتیک پدید می‌آیند بلکه این تحولات باعث تغییر رفتار مردم و تغییر ارزش‌ها و انگیزه‌های آن‌ها می‌شود (Ibid. 2009: 41). در واقع، پدید آمدن تأکید توده‌ای بر ارزش‌های ابراز وجود همان طور که دربالا نیز به آن اشاره شد نیازمند طی فرایندهای مختلف توسعه است و نمی‌توان تنها با برگزاری انتخابات به آن‌ها دست یافت.آن‌ها بر اساس پیمایش بین‌المللی ارزش‌ها و نگرش‌ها که در خلال سال‌های (۲۰۰۱-۱۹۹۹) برگزار شده است نشان می‌دهند که سرانه درآمد و نیروی کار در بخش خدمات ۶۱ درصد تغییرات از ارزش‌های بقاء به سوی ارزش‌های ابراز وجود را توضیح می‌دهند (Ibid. 2005: 76).

آن‌ها همچنین بر این مسئله تأکید می‌کنند که بر اساس سنجش‌های بین‌المللی همبستگی شدیدی میان توسعه اقتصادی - اجتماعی، تأکید بر ارزش‌های ابراز وجود و نهادهای دموکراتیک وجود دارد (Ibid. 151). در خصوص کشورهای نفت خیز ،هندوستان ،آلمان نازی و سایر مثال‌های نقضی نیز که در مورد ارتباط توسعه و دموکراسی زده می‌شود آن‌ها به تبیین موردی هر یک می‌پردازند که پرداختن به آن‌ها از حوصله این مقاله خارج است (Ibid. 160-162).

در مورد رابطه علّی میان ارزش‌های ابرازوجود و نهادها نیز آن‌ها معتقد هستند که نهادهای دموکراتیک تأثیر اندکی بر ارزش‌هایی دارند که به واسطه توسعه اجتماعی اقتصادی پدید آمده‌است (Ibid. 156). انگلهارت و ولزل با اشاره به تجربه کشورهای کمونیستی در دهه ۱۹۹۰ و پس از آن به رد این ادعای روستو و دیگران می‌پردازند که نهادهای دموکراتیک فرهنگ دموکراتیک را پدید می‌آورند. به نظر آن‌ها رابطه از فرهنگ به نهادها است و حتی نهادهای خوب طرحی شده نیز آنکه خوب عمل کنند به فرهنگی سازگار نیازمند هستند (Ibid. 159-160). این بحث انگلهارت و ولزل در واقع پاسخی به دیدگاه افرادی است که بر نقش نخبگان در گذار به دموکراسی تأکید فراوانی می‌نمایند و معتقد هستند انتخاب نهادهای خوب دموکراتیک توسط نخبگان در فرایند گذار بسیار مؤثر است.

---

۱. البته این مسئله از زاویه دیگر یعنی تأثیر دموکراسی بر توسعه نیز مهم به نظر می‌رسد دراین زمینه تحقیقات فراوانی انجام شده است و به عنوان نمونه می‌توان به گزارش اروپا اشاره نمود که بیان می‌دارد توسعه اقتصادی تحت رژیم‌های استبدادی تنها تا حد معینی امکان‌پذیر است. برای اطلاع بیشتر از این گزارش ر.ک:
Economic Council of Europe,Committee on Economic Sffairs and Development, (1999), "Democracy and Economic Development, Doc.8458, 8 July
همچنین اقتصاددانان فراوانی به بررسی اثر دموکراسی بر توسعه پرداخته‌اند که از میان آن‌ها می‌توان به داگلاس نورث و همکاران (۲۰۰۹)، آمارتیا سن (سن، ۱۳۸۲۰)، فریدمن (۱۹۶۲)، السون (۱۹۹۳) و برو (۱۹۹۶) اشاره نمود.

البته انگلهارت و ولزل به نقش نخبگان نیز اشاره می‌نمایند و مثلاً تصمیمات گورباچوف را در فرایند گذار درکشورهای کمونیستی مؤثر می‌دانند. در واقع آن‌ها اشاره می‌نمایند که بی‌شک تغییرات فرهنگی به صورت خودکار به تغییر نهادی و از جمله دموکراتیک شدن ختم نمی‌شود و بی‌شک نخبگان هم مهم هستند ولی معتقد هستند نخبگان در خلاء عمل نمی‌کنند. به نظر آن‌ها دموکراتیک شدن خواه حاصل چانه‌زنی نخبگان باشد یا حاصل بسیج توده‌ای در کل به وسیله فعالیت جمعی انجام می‌شود و فعالیت نخبگان مشروط به نیروهای اجتماعی است که فعالیت جمعی را شکل می‌دهند و این نیروی اجتماعی چیزی جزء تمایلات توده نیست و آنگاه که این ارزش‌های توده‌ای بر ارزش‌های ابراز وجود تأکید می‌نمایند راه برای دموکراسی باز می‌شود و هر گذار به دموکراسی حاصل تعامل سه عامل علّی: ۱- رویدادهای بین‌المللی که نیروهای اجتماعی خاصی را درون جوامع برمی‌انگیزند؛ ۲- نیروهای اجتماعی که کنش‌های جمعی را به سوی خاصی هدایت می‌کنند؛۳- کنش‌های جمعی که فرایندهایی را اجراء می‌کنند، که این پیامدها را تولید می‌کنند (Inglehart & Welzel, 2005: 210-212). آن‌ها با این تبیین بازهم تأکید می‌نمایند که منکر نقش نخبگان و طبقات نیستند اما بر ارزش‌های توده‌ای تأکید می‌کنند (Ibid. 229-230).

در نهایت آن‌ها با تکیه بر داده‌های بانک جهانی و نتایج پیمایش‌ها نشان می‌دهند که در میان ۱۱۴ دموکراسی موجود هنگامی که از دموکراسی صوری استفاده می‌کنیم رابطه میان توسعه (شاخص HDI) و دموکراسی کم است و تنها ۵ درصد تغییر در دموکراسی توسط شاخص توسعه انسانی توضیح داده می‌شود. اما هنگامی که از دموکراسی کارآمد استفاده می‌کنیم این رابطه به شدت تقویت می‌شود و به بیش از ۶۰ درصد می‌رسد (Ibid. 2008: 127-8).

۵- نقد و بررسی

هرچند نظریه آسم اوغلو و همکارانش و انگلهارت و ولزل دربرابر یکدیگر قرار می‌گیرند و نوعی نقد هم هستند اما ما در ادامه نقدهای وارد بر هریک را که ازسوی سایر اندیشمندان ارائه شده است بررسی می‌کنیم و درنهایت با جمع‌بندی مطالعات انجام شده به این سؤال جواب می‌دهیم که کدام تبیین می‌تواند صحیح‌تر باشد.

نقد اولی که به کارهای آسم اوغلو و همکارانش وارد است این مسئله است که برخلاف نظر آن‌ها نگاهی به نظریه‌های دموکراتیک شدن نشان می‌دهد که نظریه مور که آسم اوغلو و همکارانش بر آن تکیه می‌کنند در مقابل نظریه مدرنیزاسیون نیست و تنها تبینی متفاوت از آن است و همان طور که ما در تقسیم‌بندی نظریه‌های دموکراتیک شدن نشان دادیم نظریه مقابل مدرنیزاسیون را می‌توان نظریه‌های نخبه محور دانست که به نمونه‌هایی از آن اشاره شد. نقد مهم دیگر را بویکس

وارد می‌نماید که بیان می‌دارد ما باید به دوره طولانی‌تری نگاه کنیم و تمرکز بر پس از جنگ جهانی باعث شده است که در تحلیل آسم اوغلو و همکارانش رابطه میان درآمد و دموکراسی از بین برود. به نظر بویکس حتی، دوره ۱۸۵۰ تاکنون نیز که آسم اوغلو و همکارانش به آن اشاره می‌نمانید کافی نیست و باید به سال‌های ۱۸۰۰ برویم که هنوز موج اول دموکراتیک شدن پدید نیامده بود. آنگاه مشخص می‌شود که پس از جنگ جهانی دوم درآمد اثر کمی بر دموکراسی داشته است زیرا وقتی کشورها کاملاً دموکراتیک شده‌اند اثر درآمد مهم نیست اما در خلال دوره ۱۸۰۰الی ۲۰۰۰درآمد بر دموکراتیک شدن مؤثر بوده است (Boix, 2009: 8-12).

اما نقد اساسی‌تر به چارچوب نظری آن‌ها درباره تأثیر نهادهای مستعمراتی وارد است نخست آنکه برخلاف ادعای آن‌ها بسیاری از اروپاییان در مناطقی مانند هند غربی ساکن شدند که نرخ مرگ و میر در آن‌ها بالا بود، همچنین مستعمراتی مانند کنیا که نهادهای خوبی را به ارث بردند به مانند آمریکا عمل نکردند (Shirley, 2008: 620)، لذا میراث گذشته نمی‌تواند اهمیت بسیار عمیق داشته باشد.

اما بر نظریه انگلهارت و ولزل نیز نقدهایی وارد است. برای مثال مارش به تورش‌دار بودن داده‌ها و بروز خشونت‌ها به‌رغم توسعه اشاره می‌نماید (Marsh, 2006: 296)؛ یا چابل معتقد است سؤالات طراحی شده مبتنی بر زمینه و قرائن فرهنگ غربی است و یافته‌ها نیز از تئوری‌هایی پشتیبانی می‌کنند که تکرار مکررات و خود پشتیبانی‌کننده هستند (Chabal, 2006: 589). البته، این انتقادات اصولاً به اکثر نظریه‌های مدرنیزاسیون وارد می‌شود و عموماً از سوی اندیشمندان آن رد می‌شود، اما نقطه ضعف مهم‌تر نظریه انگلهارت و ولزل که جنبه‌ای کاملاً نظری دارد را می‌توان رابطه‌ای یکسویی دانست که میان سه عنصر فرایند توسعه انسانی برقرار می‌نمایند. در واقع، رابطه دوگانه میان این عناصر به ویژه در مورد تغییرات اقتصادی و تغییر فرهنگی مسئله‌ای است که در سال‌های اخیر مورد توجه قرار گرفته است. ویلیامسون برنده جایزه نوبل در سال ۲۰۰۹ به طور مفصل به این بحث پرداخته است (Williamson, 2000: 1994)؛ و همچنین داگلاس نورث[1] برنده جایزه نوبل در سال ۱۹۹۴ و همکارانش در مجموعه تحقیقاتی که برای بانک جهانی انجام داده‌اند به این نتیجه می‌رسند که، «اگر چه نتایج اقتصادی به طور مستقیم به نتایج سیاسی مرتبط نمی‌شود ولی رشد آرام اما پایدار جوامع بادسترسی آزاد بر این امر دلالت می‌کند که توسعه نتیجه شکل جدیدی از سیاست، اقتصاد و سازمان‌های اجتماعی است که به یک جامعه امکان اداره

1. North, Douglaas.c

بهتر تغییر را می‌دهند» (North & …: 2009: 57). در واقع، برخلاف نمودار آن‌ها رابطه میان این عناصر را می‌توان به شکل ذیل نشان داد.

تغییرات اقتصادی ⟷ تغییرات فرهنگی ⟷ تغییرات سیاسی

همچنین توسعه گر چه می‌تواند بسترساز پذیرش ارزش‌های ابراز وجود باشد، اما تنها عامل پدید آمدن آن‌ها نیست و تبیین انگلهارت و ولزل در این زمینه نیاز به توضیح بیشتری دارد که درادامه به آن خواهم پرداخت.

۶- دموکراسی کارآمد: پایان یک اختلاف، آغاز مباحثی جدید

در مجموع با توجه به نقدهایی که به این نظریه آسم اوغلو و همکارانش و همچنین نظریه انگلهارات و ولزل وارد است باید گفت به نظر می‌رسد تبیین انگلهارت و ولزل منطقی‌تر به نظر می‌رسد زیرا هم بر نقش ساختارها در دموکراسی تأکید دارد و هم نقش نخبگان را در نظر می‌گیرد. این مسئله همان طور که شرح دادیم با نظریه‌های متأخر در زمینه گذار به دموکراسی همخوانی بیشتری دارد. اما مسئله مهم‌تر تأکیدی است که آن‌ها بر مفهوم دموکراسی کارآمد می‌نمایند. در واقع توجه بسیاری از نظریه‌پردازان به مسئله دموکراسی به علت کارکردهایی است که یک نظام دموکراتیک دارد به عنوان مثال اگر آمارتیا سن آزادی و دموکراسی را جزئی از توسعه و همچنین از الزامات آن می‌داند سن (۱۳۸۲) و نورث و همکارانش (۲۰۰۹) بر اهمیت دموکراسی برای توسعه تأکید می‌نماید منظور آن‌ها تنها برگزاری انتخابات نیست زیرا صرف برگزاری انتخابات متضمن کاهش فساد، رعایت حقوق شهروندان و کنترل نخبگان نمی‌باشد. نورث و همکارانش در این زمینه می‌نویسند: «دموکراسی منحصرا انتخابات نیست ... دموکراسی به شهروندان میزانی از کنترل بر صاحب منصبان سیاسی را می‌دهد بنابراین پاسخگویی به منافع شهروندان را تولید می‌کند و همچنین به محدود شدن فساد کمک می‌کند» (North & …, 2009: 65).

جالب آن است که اندیشمندان دیگری نیز که دموکراسی را فراتر از انتخابات می‌بینند به نتایجی مشابه با انگلهارت و ولزل می‌رسند. به عنوان مثال پرزورسکی و همکارانش در زمینه اختلاف میان دموکراسی و انتخابات می‌نویسند: «در بین دموکراسی‌ها مشاهده شده، برخی انتخابات را برگزار می‌کنند زیرا مخالفان قادر به برنده شدن نیستند و برخی دیگر نیز انتخابات را برگزار می‌کنند چون مخالفان در صورت پیروزی در انتخابات اجازه به قدرت رسیدن ندارند. بنابراین صرف برگزاری انتخابات برای طبقه‌بندی یک نظام در گروه دموکراتیک کافی نیست» (پرزورسکی و همکاران،۱۳۸۴:۴۹). آن‌ها با توجه به این مسئله به بررسی رابطه میان توسعه و

دموکراسی در خلال سال‌های (۱۹۹۰-۱۹۵۰) پرداخته‌اند و در نهایت نتیجه گرفته‌اند که حتی اگر ظهور دموکراسی مستقل از سطح توسعه باشد احتمال بقای دموکراسی در کشورهای مرفه بیشتر خواهد بود، همچنین ثروت از طریق مکانیسم‌هایی که به نظر آن‌ها شناسایی آن آسان نیست باعث ثبات بیشتر دموکراسی‌ها می‌شود و درواقع احتمال بقای دموکراسی در کشورهای توسعه یافته بیشتر است (پرزورسکی و همکاران،۱۳۸۴: ۱۴۸-۱۲۶).

همچنین تفاوتی که انگلهارت و ولزل میان دموکراسی صوری و کارآمد قائل می‌شوند و نقشی که برای ارزش‌های توده‌ای در این میان قائل می‌شوند با سایر تجربیات توسعه نیز هماهنگی دارد به عنوان مثال نورث درتبیین علل شکست برنامه‌های خصوصی‌سازی در اروپای شرقی در دهه نود میلادی به‌رغم انتقال قوانین رسمی به آن کشورها به تفاوت نهادهای غیررسمی (باورها، ارزش‌ها و ...) آن کشورها با کشورهای اروپایی و آمریکای شمال اشاره می‌کند و می‌نویسد: «انتقال قواعد اقتصادی و سیاسی رسمی از اقتصادهای بازاری غربی موفق به اقتصادهای جهان سوم و اروپای‌شرقی شرط کافی برای عملکرد خوب اقتصادی نمی‌باشد» (North, 2000: 25). به نظر می‌رسد مطابق نتایج پیمایش‌های جهانی انگلهارت و ولزل این امر در مورد دموکراسی نیز صادق است و هر چند می‌توان دموکراسی صوری را در هر کشوری اجرا نمود اما نتایج مطلوب دموکراسی نیازمند وجود ارزش‌هایی توده‌ای است.

بنابراین به نظر می‌رسد با تمرکز بر مفهوم دموکراسی کارآمد که همخوانی بیشتری با انتظارات از کارکرد دموکراسی دارد می‌توان گفت که سطحی از توسعه جهت پدید آمدن دموکراسی کارآمد ضروری است. اما با این وجود همچنان سؤالات گوناگونی باقی می‌ماند. همان طور که در بالا اشاره شد تحقیقات اخیر نشان می‌دهد روابطی که انگلهارت و ولزل میان تغییرات اقتصادی، تغییرات فرهنگی، تغییرات سیاسی نشان می‌دهند خطی نیست و در هم تنیده‌تر ازآن است که آن‌ها می‌گویند. لذا هر چند ما نتیجه گرفتیم که سطحی از توسعه جهت پدید آمدن دموکراسی کارآمد ضروری است اما به نظر می‌رسد دموکراسی نیز بر توسعه اثرگذار است.

همچنین با وجود پذیرش نسبی نظریه انگلهارت و ولزل مبنی بر تأثیر توسعه بر دموکراسی همچنان چندین سؤال باقی می‌مانند:

نخست آنکه باورها و ارزش‌های جدید من جمله ارزش‌های ابراز وجود چگونه در جامعه پدید می‌آیند و گسترده می‌شوند؟ در واقع تبیین ولزل و انگلهارت در مورد تأثیر توسعه بیشتر زمینه‌های آن را توصیف می‌کند، به عبارت دیگر توسعه زمینه پذیرش این ارزش‌ها را فراهم می‌آورد اما این تنها بخشی از موضوع است. همان طور که گفتیم کتاب لینز و استپان یادآور می‌شوند که روندهای

اقتصادی فی‌نفسه مهم نیستند آنچه اهمیت دارد باور مردم یا کنشگران اصلی درباره مشروعیت رژیم ،تصور بدیل‌ها یا سرزنش نظام از سوی آن‌ها است یا هانتینگتون از حیطه گذار[1] یاد می‌کند. در واقع سؤال ما این است که این بدیل‌ها چگونه پدید می‌آیند؟ بی‌شک انتخاب نخبگان جواب کاملی نمی‌باشد. پاسخ به این سؤالات می‌تواند راهگشای این بحث باشد که چرا برخی از کشورها با وجود نداشتن پیش نیازها مانند آمریکا یا فرانسه قرن ۱۸ به دموکراسی دست می‌یابند. برای پاسخگویی به این سؤالات توجه به تحلیل‌های گفتمانی[2] که به طور ویژه بر این مسئله متمرکز می‌شوند و نیم نگاهی نیز به فرایند گذار دارند مناسب باشد هر چند این مسئله مباحث گسترده‌تری را می‌طلبد.[3]

مسئله دیگری که هنوز محل بحث است این است که چگونه کشورهایی که هنوز دیکتاتوری هستند می‌توانند به دموکراسی دست یابند. بی‌شک درک بهتر فرایندهای تأثیرگذار بر دموکراسی در ارائه راهکار برای این مسئله مهم هستند. نورث و همکارانش بر گسترش نهادهای اجتماعی و اقتصادی به منظور پدید آوردن و گسترش دموکراسی تأکید می‌کنند (North & ..., 2009: 66-67). لری دیاموند بر افزایش مبادلات فرهنگی با این کشورها به منظور ایجاد موجود دموکراسی خواهی در میان مردم آن‌ها، منوط نمودن وام‌ها و کمک‌های بین‌المللی به ایجاد تغییرات دموکراتیک، تقویت سازمان‌های غیردولتی، جنبش‌های اجتماعی و موارد مشابه تأکید می‌کند (دیاموند، ۱۳۸۴: ۱۵۵-۱۴۷)؛ و نکته‌ای که از این مقاله می‌توان به عنوان توصیه استخراج نمود آن است که تلاش برای گسترش باورهای دموکراتیک در بین توده‌های مردم لازمه دستیابی به دموکراسی کارآمد است که راهکار آن نیز نهادسازی، آموزش مدنی و گسترش رسانه‌ها است. در نهایت، نکته‌ای که نباید از نظر دور داشت و دیاموند نیز بر آن تأکید می‌کند آن است که هیچ فرمول واحدی برای دست یافتن به دموکراسی وجود ندارد (دیاموند، ۱۳۸۴: ۱۵۳)؛ و در نهایت تأثیر دموکراسی بر توسعه خود بحث جداگانه و مفصلی است که نیاز به تحقیقات فراوان دارد.

نتیجه‌گیری

در مجموع، باید گفت در ادبیات دموکراتیک شدن ما با طیفی از نظریه‌ها روبرو هستیم که در یکسوی آن نظریه‌پردازانی وجود دارند که بر پیش نیازها یا ساختارها تأکید می‌کنند و در سوی دیگر نظریه‌پردازانی که بر نقش نخبگان تأکید می‌کنند.افرادی که بر پیش نیازها و ساختارها تکید می‌کنند اصولاً موافقان تأثیر توسعه بر دموکراسی هستند و آن‌ها که بر نقش

1. Zone of Transition
2. Discourse Analysis
۳. برای آشنایی با این نظریه‌ها، ر.ک: حسینی‌زاده (۱۳۸۶)، یورگنسن و فیلیپس (۲۰۰۲)، لاکلو و موف (۲۰۰۰)، فرکلاف (۲۰۰۶)

نخبگان متمرکز می‌شوند اصولاً این رابطه را نفی می‌کنند. اما در خصوص نظریات آسم اوغلو و همکارانش و همچنین انگلهارت و ولزل که در این مقاله به طور ویژه به آن‌ها پرداختیم باید گفت با توجه به جمع‌بندی از مطالب فوق به عقیده ما نظریه‌های مدرنیزاسیون و نقاط حیاتی تاریخی نه تنها در برابر یکدیگر نیستند بلکه هردو نظریه‌هایی هستند که بر نقش ساختارها تأکید می‌کنند. همچنین در حالی که انگلهارت و ولزل با اشاره به نقش نخبگان در فرایند دموکراتیک شدن می‌کوشند از الگوهای اولیه مدرنیزاسیون فاصله بگیرند تأکید آسم اوغلو بر نقش نخبگان بیش از حد تک بعدی به نظر می‌رسد.

اما در خصوص اختلاف نظری که درباره تأثیر توسعه بر گذار به دموکراسی وجود دارد توجه به دو نکته ضروری است. نخست آنکه اگر همان طور که بویکس می‌گوید، دامنه بررسی‌های خود را گسترده‌تر نماییم و سال‌های میان ۱۸۰۰ الی ۲۰۰۰ را در نظر بگیریم آن گاه معلوم می‌شود که درآمد به عنوان شاخصی از توسعه اقتصادی بر دموکراتیک شدن تأثیرگذار بوده است و لذا نظریه آسم اوغلو و همکارانش که رابطه‌ای میان توسعه و دموکراسی قائل نمی‌شوند اشتباه است. اما به نظر می‌رسد با استفاده از مفهوم دموکراسی کارآمد می‌توان به پاسخ بهتری دست یافت و به بسیاری از این اختلاف نظرها پایان دهد. در واقع توجه بسیاری از نظریه‌پردازان به مسئله دموکراسی به علت کارکردهایی است که یک نظام دموکراتیک دارد و صرف برگزاری انتخابات حائز اهمیت نمی‌باشد و لذا تأکید بر مفهوم دموکراسی کارآمد که در آن به حق انتخاب واقعی و پیروی عملی نخبگان از هنجارهای قانونی یا همان درستکاری نخبگان توجه می‌شود معیار خوبی برای مسئله دموکراتیک شدن است. اگر این معیار را به عنوان شاخصی برای دموکراسی در نظر بگیریم آن گاه همان طور که انگلهارت و ولزل بیان می‌دارند پدید آمدن دموکراسی کارآمد نیازمند وجود ارزش‌های ابراز وجود توده‌ای است که لازمه آن‌ها نیز وجود سطحی از توسعه اقتصادی و همچنین تقسیم کار جدید است. لذا می‌توان گفت دستیابی به دموکراسی کارآمد نیازمند سطحی از توسعه است. البته این امر را شواهد آماری در خصوص رابطه ارزش‌های ابراز وجود با توسعه و رابطه دموکراسی کارآمد با ارزش‌های ابراز وجود و همچنین رابطه شاخص توسعه انسانی و دموکراسی کارآمد که از سوی انگلهارت و ولزل ارائه شده است تأیید می‌نمایند.

در نهایت همان طور که اشاره شد هنوز مسائل حل‌نشده فراوانی باقی مانده‌اند اینکه باورها و ارزش‌های جدید من جمله ارزش‌های ابراز وجود چگونه در جامعه پدید می‌آیند و گسترده می‌شوند، درک بهتر فرایند دموکراتیک شدن و در نهایت تأثیر متقابل دموکراسی و توسعه از جمله این مسائل است.

منابع

الف- فارسی

۱. بشیریه، حسین؛ ***گذار به دموکراسی، مجموعه مقالات***، نشرنگاه معاصر، چاپ دوم، ۱۳۸۴.

۲. پرزورسکی، آدام؛ الوارز، میشل ای؛ چیبوپ، خوزه آنتونیو؛ لیمونگی، فرناندو؛ ***دموکراسی و توسعه***، ترجمه جعفر خیرخواهان، انتشارات سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی، ۱۳۸۴.

۳. حسینی‌زاده، محمدعلی؛ ***اسلام سیاسی در ایران***، انتشارات دانشگاه مفید، چاپ اول، ۱۳۸۶.

٤. دیاموند، لری؛ «**آیا همه دنیا می‌تواند دموکراتیک شود**»، چاپ شده در گذار به دموکراسی، مجموعه مقالات، نشرنگاه معاصر، چاپ دوم، ۱۳۸۴.

٥. سن، آمارتیا؛ ***توسعه به مثابه آزادی***، ترجمه وحید محمودی، انتشارات دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، ۱۳۸۲.

٦. کدیور، محمدعلی، ***گذار به دموکراسی***، انتشارات گام نو، چاپ اول، ۱۳۸۶.

۷. ی سو، آلوین؛ ***تغییرات اجتماعی و توسعه***، ترجمه محمود حبیبی مظاهری، انتشارات پژوهشکده راهبردی، چاپ دوم، ۱۳۸۰.

۸. عبادی، جعفر؛ «**دموکراسی و توسعه اقتصادی**»، چشم اندازهای دانش اقتصاد، ۱۳۸۶، شماره ۱.

۹. هانتینگتون، ساموئل، ***موج سوم دموکراسی***، ترجمه احمد شهسا، تهران، انتشارات روزنه، ۱۳۷۳.

ب- لاتین

10. Acemoglu, D; Johnson, S; Robinson, J. A; "**The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation**", American Economic Review, Vol. 91, 2001.
11. Acemoglu, D; Johnson, S; Robinson, J. A; Yared, P; "**From Education to Democracy?**", The American Economic Review, Vol. 95, 2005, No. 2.
12. _____ ; "**Income and Democracy**", American Economic Review,Vol. 98, 2008, No. 2.
13. _____ ; "Reevaluating the Modernization Hypothesis", Journal of Monetary Economics, Vol. 56, 2009.
14. Anand, Sudhir; Sen, Amartya; "**Sustainable Human Development: Concepts and Priorities**", UNDP, 1994.
15. Barro, R; "**Democracy and Growth**", Journal of Economic Growth, Vol. 1, 1996.
16. Boix, Carles;"**Development and Democratization**", Princeton University, Institut Barcelona d'Estudis Internacionals, Working Paper, 2009.
17. Chabal, Patrick; "**Book Reviews**", International Afairs,Vol. 82, 2006, No. 3.
18. Dahl, R; Shapiro, I; Cheibub, J. A; ***The Democracy Source Book***, The MIT Press, 2003.
19. Doorenspleet, Renske; "**Development, Class and Democracy: Is There A Relationship?**", In: Development and Democracy: What have we Learned and How?, Edited by: Ole Elgstrom and Goran Hyden, Routledge, 2002.
20. Faircloughf, Norman; ***Discourse In Processes of Social Change: Transition in central and East Europe***, to appear in British and American Studies, 2006.
21. Friedman, Milton; ***Capitalism and Freedom***, Chicago: University of Chicago Press, 1962.

22. Hadenius, Axel; "**Transitions to Democracy, Pros and Cons of the Rustow-Lijphart Elite Approach**", In: Development and Democracy: What Have we learned and how?, Edited by: Ole Elgstrom and Goran Hyden, Routledge, 2002.
23. Hadiz, Vedi R; "**Understanding Social Trajectories: Structure and Actor in the Democratization**", Pacific Affairs, Vol. 81, 2009, No. 4.
24. Higley, John; Burton, Michael G; "**The Elite Variable in Democratic Transitions and Breakdowns**", American Sociological Review, Vol. 54, 1989, No. 1.
25. Hyden, Goran; **Development and democracy: an overview**, in: Development and Democracy: What have we learned and how?, Edited by: Ole Elgstrom and Goran Hyden, Routledge, 2002.
26. Gundlach, Erich; Paldam, Martin; "**A Farewell to Critical Junctures: Sorting Out Long-Run Causality of Income and Democracy**", European Journal of Political Economy, vol. 25, 2009.
27. Inglehart, Ronald, Welzel, Christian; ***Modernization, Cultural Change and Democracy***, Cambridge University Press, 2005.
28. _____; "**How Development Leads to Democracy?**", Foreign Affairs, Vol. 88, Iss. 2, 2009.
29. _____; "**The Role of Ordinary People in Democratization**", Journal of Democracy, Vol. 19, 2008, No. 1
30. Jurgensen, M & Philips; ***Discourse Analysis***, London, Sage Publications, 2002.
31. Karl, Terry Lynn; "**Dilemmas of Democratization in Latin America**", Comparative Politics, vol. 23, 1990, No. 1.
32. Laclau, Ernesto & Mouffe, Chantal, ***Hegemony and socialist strategy***, London, verso, 2000.
33. Lipset, Seymour Martin; "**Some Social Requisites of Democracy: Economic Development and Political Legitimacy**", American Political Science Review 54, 1959.
34. Marsh, Robert M; "**Review Essay**", Comparative Sociology, Vol. 5, issue 2-3, 2006.
35. Malloy, James M, Seligson, Mitchell A; "**The Politics of Transition in Latin America**", in Authoritarians and Democrats: Regime Transition in Latin America, Edited by James M. Malloy and Mitchell A, Seligson. Pittsburgh: University of Pittsburgh Press, 1987.
36. Moore, Barrington, ***Social Origin of Dictatorship and Democracy***, Boston, 1966.
37. North, Douglaas.C; ***The New Institutional Economics and Third World Development***, Edited by J. Harriss, J.Hunter, International Ltd, 2000.
38. North, Douglass C, W allis, John Joseph, Weingast , Barry R; "**Violence and the Rise of Open-Access Orders**", Journal of Democracy, Vol. 20, 2009, No. 1
39. 0-O'Donnell, G; Philippe C. S; ***Tentative Conclusions About Uncertain Democracies***, In Guillermo O'Donnell, Philippe C. Schmitter, and Laurence Whitehead (eds.), Transitions from Authoritarian Rule (vol. 4). Baltimore:Johns Hopkins University Press, 1986.
40. Olson, M; "**Dictatorship, democracy and development**", American Political Science Review, 1993, No. 87(3).
41. Rustow, Dankwart A; "**Transitions to Democracy: Toward a Dynamic Model**", Comparative Politics, Vol. 2, 1970, No. 3

42. Shirley, Mary M; "**Institutions and Development**", in: Handbook of New Institutional Economics, Edited by: Claude Menarde, Mary M. Shirley, Springer, 2008.
43. Williamson, Oliver; "**The New Institutional Economics: Taking Stock, Looking Ahead**", Journal of Economic literature, Vol. 38, 2000, No. 2.
44. _____ ; "**The Institutions and Governance of Economic Development and Reform**", World Bank Annual Conferene on Development Economics, 1994.
45. Wejnert, Barbara; "**Diffusion, Development, and Democracy**", (1800-1999), American Sociological Review, Vol. 70, 2005, No. 1.
46. Welzel, Christian; "**Theories of Democratization**" in: C. Harpfer, P. Bernhagen, R. Inglehart, C Welzel (eds.), Democratization, Oxford University Press, 2009.
47. Welzel, Christian; Inglehart, Ronald; Dieterklingeman, Hans; "**Human Development as a General Theory of Social Change: A Multi-Level and Cross-Cultural Perspective**", Berlin, Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung GmbH (WZB), 2001.
48. _____ ; "**The Theory of Human Development: A Cross-Cultural Analysis**", European Journal of Political Research, Vol. 42, 2003.

اثر انباشت سرمایه انسانی روی صادرات صنعتی استان‌های کشور

محسن پورعبادالهان کویچ[1]
استادیار اقتصاد دانشگاه تبریز
حسین اصغرپور[2]
استادیار اقتصاد دانشگاه تبریز
فیروز فلاحی[3]
استادیار اقتصاد دانشگاه تبریز
حسن عبدی[4]
کارشناس ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی از دانشگاه تبریز

تاریخ دریافت: ۸۹/۰۳/۰۵
تاریخ تأیید: ۹۰/۰۲/۲۰

چکیده

با توجه به اهمیت و سهم عمده صادرات کالاهای صنعتی در سبد صادرات غیرنفتی و تأثیر آن‌ها بر رشد اقتصادی متوازن کشور، بررسی اثر سرمایه انسانی بر صادرات کالاهای صنعتی به منظور توسعه این بخش ضروری به نظر می‌رسد. هدف این مطالعه، بررسی تأثیر سرمایه انسانی و دیگر متغیرهای تأثیرگذار بر صادرات کالاهای صنعتی در سطح استان‌های کشور با استفاده از داده‌های تابلویی طی دوره (۱۳۸۶-۱۳۷۹) است.

یافته‌های تجربی تحقیق نشان می‌دهد که طی دوره مورد بررسی، سرمایه انسانی در کنار ارزش افزوده صنعتی و نرخ ارز اسمی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر صادرات صنعتی استان‌های کشور داشته است. همچنین، تأثیر تقاضای داخلی کالاهای صنعتی و متغیر رابطه مبادله نیز بر صادرات صنعتی استان‌های کشور منفی و معنی‌دار بوده است. توصیه مهم سیاستی این مطالعه آن است که دولت برای توسعه صادرات صنعتی کشور باید توسعه کمی و کیفی سرمایه انسانی را در اولویت برنامه‌های توسعه خود قرار داده و با برنامه‌ریزی مناسب آموزش نیروی کار را بهبود و گسترش دهد.

واژگان کلیدی: سرمایه انسانی، صادرات کالاهای صنعتی، داده‌های تابلویی، استان‌های ایران
طبقه‌بندی موضوعی: **R10, O15, C33, F14**

مقدمه

بخش صادرات صنعتی می‌تواند نقش تعیین‌کننده‌ای در رشد و توسعه اقتصادی و رهایی از وابستگی اقتصاد به درآمدهای نفتی کشور ایفا کند. فعال شدن بخش صادرات صنعتی کشور ضمن فراهم کردن امکان دستیابی به ارز مورد نیاز جامعه به منظور تأمین منابع مالی توسعه صنعتی جهت

1. Email: Mohsen_P51@hotmail.com
2. Email:Asgharpurh@yahoo.com
3. Email:Ffallahi@tabrizu.ac.ir
4. Email: Hassanabdi77@yahoo.com

توزیع عادلانه امکانات، فرصت‌ها و ثروت ملی بر پایه پتانسیل‌های منطقه‌ای و استانی، می‌تواند منجر به افزایش سطح اشتغال، انتقال فن‌آوری و دستاوردهای علمی و فنی، کاهش هزینه‌های تولید و تخصصی‌شدن نظام تولیدی و صنعتی در سطح کشور شود.

با عنایت به اینکه جمعیت ایران در حدود یک درصد جمعیت جهان می‌باشد، اگر کشور ما بخواهد به اندازه سهم جمعیتی خود از تجارت جهانی سهم ببرد، لازم است روی حجم صادرات صنعتی، ترکیب کالاهای صادراتی و تغییرات این عوامل در طول زمان در سطح استان‌های کشور متمرکز شود. چرا که این عوامل نه تنها جایگاه نسبی ایران در سطح اقتصاد بین‌الملل را منعکس می‌کند، بلکه دلایل نزول و صعود صادرات را نیز خوب توضیح می‌دهد (فتحی و عزیزی، ۱۳۸۶: ۱۸۲). اگر چه طی چند دهه اخیر ارزش مطلق صادرات صنعتی رو به افزایش بوده، ولی سهم صادرات کالاهای صنعتی نسبت به کل صادرات کشور رقم ناچیزی می‌باشد. همچنین سهم صادرات کشور نسبت به صادرات جهانی به طور مستمر کاهش یافته است که این امر نشانگر ضعف صادرات کشور به طور عام و ضعف صادرات صنعتی به طور خاص در کنار قوت و شتاب صادرات جهانی می‌باشد. ضعف صادرات ایران بنا به دلایلی مانند عقب‌ماندگی کشور در مسائلی همچون تولید دانش، رشد بهره‌وری و درونزا شدن آن، رقابت‌پذیری اقتصاد کشور، وجود سرمایه انسانی کارآمد، وجود نهادهای اقتصادی و اجتماعی مناسب و لازم و سازمان مدیریت کار و تولید مناسب در سطح کشور است (شاکری، ۱۳۸۳: ۳۰-۲۹).

برقراری تعادل اجتماعی، اقتصادی، سیاسی ایجاب می‌کند که هر یک از استان‌های کشور فراخور زمینه‌ها و استعدادهای انسانی و مواهب طبیعی خود از یک رشد متعادل برخوردار گردند از این رو با نگاهی به پهنه جغرافیایی کشور مشاهده می‌گردد که برخی از نقاط استعداد بالای کشاورزی (آب و خاک) برخی استعداد معدنی قوی و برخی به لحاظ برخورداری از جنگل، مرتع و دریا دارای سطوح بهره‌مندی متفاوت از منابع خدادادی می‌باشند (سند راهبرد توسعه صنعتی کشور، ۱۳۸۵: ۸). لذا با استقرار صنعت در مناطق برخوردار از منابع خدادادی، این سرمایه انسانی و عزم ملی است که می‌تواند عامل پیش‌برنده رشد اقتصادی در مناطق مذکور باشد. از طرفی دیگر با توجه به نقش اساسی مهارت و دانش فنی در تولید کالاهای صنعتی، ایجاد مهارت از طریق گسترش دامنه آموزش عالی و تشکیل سرمایه انسانی، رشد صادرات صنعتی را در پی خواهد داشت. بنابراین، تربیت نیروی انسانی ماهر و تحصیل‌کرده برای دستیابی به رشد صادرات صنعتی به عنوان یکی از مهم‌ترین اجزاء صادرات غیرنفتی، ضروری می‌باشد.

بررسی بخش صادرات صنعتی کشور و یافتن نقاط قوت و ضعف آن در سطح کشور، مستلزم مطالعات گسترده‌ای است. مطالعات تجربی اقتصادی بسته به اهداف تحقیق در دو سطح خرد و

کلان انجام می‌پذیرد. چنانچه منظور از انجام تحقیق استفاده از نتایج آن در سیاست‌گذاری‌های کلان اقتصادی باشد، به منظور صرفه‌جویی در زمان و هزینه‌های انجام تحقیق از داده‌های کلان استفاده می‌گردد، لیکن به منظور برنامه‌ریزی‌های منطقه‌ای لازم است که از داده‌های در سطح منطقه‌ای استفاده شود. شایان ذکر است که مطابق ادبیات اقتصادی نتایج مطالعات مبتنی بر داده‌های کلان دارای تورش جمعی‌سازی[1] بوده و نتایج این مطالعات قابل تسری به سطح منطقه‌ای نمی‌باشد، این در حالی است که نتایج مطالعات منطقه‌ای می‌تواند ضمن استفاده در برنامه‌ریزی‌ها و سیاست‌گذاری‌های منطقه‌ای در سیاست‌گذاری‌های کلان نیز به خوبی مورد استفاده قرار گیرد. در همین راستا، مطالعه حاضر به بررسی نقش سرمایه انسانی بر صادرات کالاهای صنعتی استان‌های ۲۸گانه ایران[2] (در سطح کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر[3])، طی دوره زمانی (۱۳۸۶-۱۳۷۹) می‌پردازد. این مطالعه درصدد یافتن پاسخ به این سؤال است که ارتقای آموزش و مهارت فنی در سطوح بالاتر چگونه بر توسعه صادرات کالاهای صنعتی استان‌های مختلف کشور تأثیر می‌گذارد. با مرور مطالعات داخلی در این زمینه می‌توان مشاهده کرد که در سطح استان‌های کشور، آن هم با شاخص‌های مختلف سرمایه انسانی مطالعه‌ای صورت نپذیرفته است. لذا برای پر کردن خلاء موجود در این زمینه، مطالعه حاضر در سطح استان‌های کشور و به روش داده‌های تابلویی انجام می‌شود. از آنجایی که در تحقیق حاضر، اثرات سرمایه انسانی بر صادرات کارگاه‌های صنعتی استان‌های مختلف کشور به تفکیک برآورد می‌شود فلذا نتایج حاصله می‌تواند به منظور سیاست‌گذاری‌های مناسب جهت افزایش صادرات استان‌های مختلف و در نتیجه افزایش صادرات کل کشور ایفای نقش نماید، از این روی نتایج مطالعه قابل استفاده در برنامه‌ریزی‌های منطقه‌ای سطح استانی می‌باشد. در ادامه سازماندهی مقاله بدین صورت است:

در بخش دوم به مبانی نظری و پیشینه موضوع پرداخته شده و بخش سوم به تصریح الگوی صادرات صنعتی اختصاص می‌یابد. در بخش چهارم به تخمین مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها پرداخته می‌شود. در بخش پایانی نیز نتیجه‌گیری شده و برخی پیشنهادات سیاستی ارائه می‌گردد.

---

1. Aggregation Bias

۲. در این مطالعه تقسیمات کشوری شامل ۲۸ استان در نظر گرفته شده است به طوری که استان خراسان بزرگ در برگیرنده سه استان خراسان رضوی، خراسان شمالی و خراسان جنوبی می‌باشد.

۳. کارگاه صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر کارگاهی است که متوسط تعداد کارکنانش در سال‌های مورد بررسی در هر یک از استان‌های کشور، ده نفر و بیشتر بوده است. علت انتخاب کارگاه‌های ده نفر کارکن و بیشتر آن است که این کارگاه‌ها بخش اعظم کارگاه‌های صنعتی در ایران را تشکیل می‌دهند و همچنین دارای آمار و اطلاعات منسجم سری‌زمانی می‌باشند.

۱- ادبیات تحقیق

از آنجا که صادرات یکی از بخش‌های مهم تولید ملی در مباحث اقتصاد کلان است، مسئله همبستگی دو متغیر رشد اقتصادی و رشد صادرات در برآورد مدل‌های رشد، امری اجتناب‌ناپذیر می‌باشد. به عبارت دیگر، رشد تولید ملی برابر با حاصل‌جمع وزنی نرخ‌های رشد تقاضای داخلی و صادرات است (Michealy, 1997: 49-53). مدل‌های رشد مبتنی بر سرمایه انسانی، رشد تولید را ناشی از موجودی سرمایه انسانی می‌دانند که به نوبه خود، توانایی یک کشور را در زمینه نوآوری و رسیدن به سطح کشورهای پیشرفته را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در نتیجه افزایش صادرات می‌تواند به دلیل افزایش سودهای ناشی از بهره‌وری، که خود در اثر افزایش سطح مهارت نیروی کار و سطح فن‌آوری ایجاد می‌شود، باشد (Konya, 2006: 983).

نظریه هکشر - اهلین[1] علت برقراری تجارت بین کشورها را وجود مزیت نسبی ناشی از اختلاف کشورها در وفور نسبی عوامل و نهاده‌های تولیدی همچون زمین، منابع طبیعی، نیروی کار و سرمایه می‌داند. با توجه به منطق هکشر - اهلین می‌توان بیان کرد کشورها یا مناطقی که دارای منابع طبیعی فراوان، در صورتی می‌توانند محصولات صنعتی تولید و صادر نمایند که سطح مهارت نیروی کار در آن مناطق بالا باشد، چرا که در صورت پایین بودن سطح مهارت نیروی کار آن‌ها، صادرات این گونه مناطق صرفاً روی کالاهای اولیه متمرکز خواهد شد (Zeufack, 2002: 259).

نظریه چرخه کالا[2] بیانگر این است که در مرحله دوم تولید کالای جدید، دانش و فن‌آوری تولید کالا به مناطق پیرامون منتقل می‌شود (Vernon, 1966: 201). در عین حال پذیرش، انطباق و پیروی از این فن‌آوری‌ها، به موجودی سرمایه انسانی در کشور و منطقه دریافت‌کننده بستگی دارد. به طوری که اقتباس فن‌آوری‌های برتر و افزایش توان رقابتی در بازار، مستلزم بکارگیری و افزایش سرمایه‌های انسانی در سطح بنگاه است (Isaksson, 2000). امروزه تقاضا برای مهارت‌های که بتواند با سیستم‌های پیچیده کار کند، افزایش یافته است. آن دسته از نیروی کار که از سطح دانش و آموزش بیشتری برخوردار باشد، قادر است در چرخه تولید پویایی و تحول فن‌آورانه ایجاد کرده، سبب افزایش ظرفیت تولید و صادرات کالاهای صنعتی و توان رقابت در بازارهای بین‌المللی شود. در حقیقت، رشد ناشی از تجارت، زمانی بیشتر عملی می‌شود که سرمایه انسانی کافی برای جذب اندیشه‌ها و فن‌آوری‌های انتقال‌یافته وجود داشته باشد (Teixeira & Fortuna, 2004).

وجود نیروی کار متخصص، پرانگیزه و دارای نگرش مثبت به رشد و توسعه کشور، موجب افزایش بهره‌وری نیروی کار و به تبع آن افزایش توان رقابتی بنگاه‌ها خواهد شد. عوامل تخصصی

1. Heckscher – Ohlin
2. Product Cycle

نظیر نیروی کار، پایه مزیت رقابتی پایدار محسوب می‌شود که پرورش این عوامل خود امری مشکل بوده و نیازمند سرمایه‌گذاری‌های مداوم بر روی آن‌هاست. به عبارت دیگر چنانچه بنگاه‌ها بخواهند وضعیت رقابتی خود را ارتقاء دهند بایستی با انجام سرمایه‌گذاری‌های مداوم به خلق نیروی کار متخصص اقدام نمایند (Porter, 1990: 74-76). افراد آموزش‌دیده به خاطر توانایی‌های خاصی از قبیل تسلط به زبان خارجی، یادگیری بهتر و ... به آسانی می‌توانند با مشتریان کالاهای صادراتی ارتباط برقرار کرده و در محیط بنگاه عملکرد بهتری داشته باشند. همچنین با توجه به اینکه کشورهای در حال توسعه با کمبود سرمایه و فزونی نیروی کار مواجه هستند، با آموزش نیروی کار و بکارگیری شاغلان تحصیل‌کرده می‌توان بسیاری از کمبودها را جبران کرد (Van Dijk, 2002).

لوین و راوت، با بحث بر روی سرمایه انسانی به عنوان موتور رشد، معتقدند که بخش صادرات می‌تواند در مقایسه با سایر بخش‌های اقتصادی سرمایه انسانی را با کارایی بیشتر مورد استفاده قرار دهد، چرا که کارگران و نیروی کار تحصیل‌کرده قادرند فن‌آوری‌های پیچیده را به سرعت جذب نمایند و نسبت به تغییرات فن‌آوری مورد نیاز به سرعت واکنش نشان داده و خود را با فن‌آوری‌جدید تطبیق دهند و بدین ترتیب جهت رقابت در بازارهای جهانی تواناتر باشند (Levin & Raut, 1997: 166). بنابراین، عواملی مثل تحقیق و توسعه و سرمایه انسانی که شرایط ارتقای بهره‌وری نیروی انسانی را فراهم می‌سازند، می‌توانند منجر به ارتقای کیفیت نهاده‌های تولید و رشد فن‌آوری در عرصه صادرات صنعتی شوند.

در زمینه تأثیر سرمایه انسانی و دیگر عوامل تأثیرگذار بر توسعه صادرات در داخل و خارج از کشور مطالعات متعددی با استفاده از متغیرهای مختلف و همچنین رویکردهای متفاوت صورت گرفته است.

چوانگ[1] (۲۰۰۰) در مطالعه‌ای، با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی و مکانیسم تصحیح خطا، به بررسی رابطه بین سرمایه انسانی (آموزش عالی)، صادرات و رشد اقتصادی تایوان طی دوره زمانی (۱۹۹۵-۱۹۵۲) پرداخت. نتایج مطالعه حاکی از آن بود که در بلندمدت، انباشت سرمایه انسانی باعث رشد صادرات تایوان می‌شود.

آلوارز[2] (۲۰۰۲) با استفاده از روش داده‌های تابلویی به بررسی عوامل تعیین‌کننده صادرات بنگاه‌های ده نفر کارکن و بیشتر شیلی طی دوره زمانی (۱۹۹۶-۱۹۹۰) می‌پردازد. نتایج مطالعه وی نشانگر وجود تفاوت معنی‌دار بین بنگاه‌های صادرکننده‌دائمی و صادرکننده‌موقت[3] می‌باشد، به طوری که بنگاه‌های صادرکننده‌دائمی دارای شرکت‌های بزرگ‌تر، بهره‌وری و سرمایه انسانی بالاتر و میانگین

1. Chuang (2000)
2. Alvarez (2002)
۳. تولیدکنندگانی که تقاضای داخلی را جواب می‌دهند و در مواقع فزونی عرضه، موقتاً به صادرات روی می‌آورند.

دستمزدهای بیشتری نسبت به سایر بنگاه‌ها هستند. همچنین طبق نتایج این مطالعه، میانگین دستمزدها[۱] به عنوان شاخص سرمایه انسانی دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر روی صادرات کشور شیلی می‌باشد.

ردول و تئو[۲] (۲۰۰۳) در مطالعه‌ای، اثر انباشت و مدیریت سرمایه انسانی روی صادرات ۹۰ کارخانه استرالیا را بررسی کردند. نتایج آن‌ها حاکی از آن بود که انباشت دانش برای گسترش و توسعه صادرات استرالیا امری حیاتی به حساب می‌آید.

گردن[۳] (۲۰۰۵) در تحقیقی با استفاده از اطلاعات شاغلان بخش خصوصی دارای حداقل سه سال تحصیلات عالی (به عنوان شاخص سرمایه انسانی) به بررسی اثر سرمایه انسانی روی صادرات کشور سوئد در سال ۲۰۰۰ پرداخته است. طبق نتایج به دست آمده، سرمایه انسانی در بیشتر مدل‌ها اثر مثبتی روی صادرات کشور سوئد داشته است.

طارق مجید و احمد[۴] (۲۰۰۶) عوامل تعیین‌کننده صادرات در ۷۲ کشور در حال توسعه را طی دوره (۲۰۰۴-۱۹۷۰) مورد بررسی قرار دادند. متغیرهای مورد استفاده جهت توضیح صادرات عبارت بودند از: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تولید ناخالص داخلی، رشد تولید ناخالص داخلی، پس‌انداز ملی، کمک‌های مالی توسعه، مالیات‌های غیرمستقیم، نرخ مبادله، تعداد تلویزیون و خط تلفن ثابت به ازای هر هزار نفر، ارزش افزوده در بخش صنعت و نیروی کار. در این مطالعه از روش تخمین داده‌های تابلویی استفاده شده و نتایج تخمین نشان داد که تمامی متغیرهای مورد استفاده در سطح پنج درصد معنی‌دار و دارای علامت مطابق انتظارات بودند به غیر از متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی که دارای علامت مثبت ولی اثر آن روی صادرات معنی‌دار نبود.

آرورا و بگده[۵] (۲۰۰۶) به بررسی اثر سرمایه انسانی روی صادرات صنعت نرم‌افزار هند طی دوره (۲۰۰۳-۱۹۹۰) پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که سرمایه انسانی و اندازه صنعت سخت‌افزار به عنوان متغیرهای مهم و تأثیرگذار بر صادرات صنعت نرم‌افزار هند شناخته شده‌اند.

آیسان و سلیم[۶] (۲۰۰۷) با استفاده از روش داده‌های تابلویی عوامل تعیین‌کننده رونق صادرات را برای ۲۲ بخش صنعت ترکیه طی دوره (۲۰۰۶-۱۹۹۶) مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه متغیرهای تأثیرگذار بر صادرات عبارت بودند از: دستمزد نیروی کار، بهره‌وری نیروی کار، درآمد جهانی، شاخص قیمت مصرف‌کننده. به علت توجه صنایع این کشور به امر آموزش و تحصیلات، نتایج تخمین از نقش بالای بهره‌وری در تعیین رشد صادرات ترکیه در اکثر بخش‌ها حکایت داشت.

---

۱. طبق نظر آلوارز میانگین دستمزد شاغلان، شاخص نزدیکی برای سرمایه انسانی می‌باشد؛ چون این شاخص کیفیت شاغلان بنگاه را به خوبی نشان می‌دهد.

2. Rodwell and Teo (2003)
3. Gerdne (2005)
4. Tariq Majeed and Ahmad (2006)
5. Arora and Bagde (2006)
6. Aysan and Selim (2007)

مانچ و اسکاکسن[1] (۲۰۰۸) به بررسی رابطه بین سطح آموزش شاغلان شرکت‌ها، دستمزد شاغلان و عملکرد صادرات در کشور دانمارک طی دوره (۲۰۰۲-۱۹۹۵) پرداختند. آن‌ها نشان دادند شرکت‌هایی که شاغلان آن‌ها از سطح آموزش و مهارت بالاتری برخوردار هستند، قادرند با تولید محصولات متنوع و با کیفیت، جایگاه خود را در صحنه رقابت بین‌الملل حفظ نمایند. نتایج تخمین همچنین حاکی از آن بود که یک ارتباط متقابل مثبت بین صادرات و سطح آموزش وجود دارد که منجر به اثر مثبت روی سطح دستمزد شاغلان شرکت‌ها می‌شود.

وغیاتزاوغلو[2] (۲۰۰۹) عوامل تعیین‌کننده صادرات محصولات فن‌آوری اطلاعات و ارتباطات[3] را در ۲۹ کشور طی دوره (۲۰۰۶-۲۰۰۰) بررسی کرد. متغیرهای هزینه‌های تحقیق و توسعه، سرمایه انسانی (تعداد محققان در بخش تحقیق و توسعه به ازای هر یک میلیون نفر)، نرخ ارز، درجه بازبودن تجارت، ارزش افزوده در صنعت فن‌آوری‌اطلاعات و ارتباطات، اندازه صنعت فن‌آوری اطلاعات و ارتباطات، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تعداد خط تلفن ثابت به ازای هر نفر به عنوان عوامل مهم و تعیین‌کننده صادرات محصولات فن‌آوری اطلاعات و ارتباطات در نظر گرفته شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌داد که هزینه‌های تحقیق و توسعه و سرمایه انسانی اثر مثبت و معنی‌داری بر صادرات محصولات فن‌آوری اطلاعات و ارتباطات در این کشورها دارند.

در زمینه مطالعات داخلی نیز می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:

طیبی و همکاران (۱۳۸۳) به بررسی اثر آموزش عالی بر روی صادرات صنعتی طی دوره (۱۳۷۸-۱۳۴۵) به روش سیستم معادلات همزمان پرداخته و نشان دادند که آموزش عالی روی صادرات صنعتی تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد.

کریمی و پیراسته (۱۳۸۳) با استفاده از روش سیستم معادلات همزمان به ارزیابی و تحلیل اثرات متقابل بهره‌وری نیروی انسانی، هزینه‌های تولید و صادرات کالاهای صنعتی در ایران پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌داد که آموزش و مهارت نیروی انسانی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر روی صادرات صنعتی طی دوره (۱۳۷۸-۱۳۷۳) داشته‌اند.

شاکری (۱۳۸۳) در مطالعهٔ خود با استفاده از تکنیک ARDL[4] به بررسی عوامل تعیین‌کنندهٔ صادرات غیرنفتی در ایران با تأکید بر عوامل قیمتی نظیر نرخ ارز بازار آزاد و نرخ تورم و عوامل غیرقیمتی نظیر بهره‌وری نیروی کار و رقابت‌پذیری طی دوره (۱۳۸۰-۱۳۴۰) پرداخت. بر اساس نتایج این مطالعه، صادرات غیرنفتی به طور اساسی به وضعیت متغیرهای بهره‌وری و رقابت‌پذیری

1. Munch and Skaksen (2008)
2. Vogiatzoglou (2009)
3. Information and Communication Technology (ICT)
4. Autoregressive Distributive Lag

وابسته بوده است و متغیر قیمتی نرخ ارز، اگر چه بر صادرات غیرنفتی تأثیر مثبت داشته است، ولی این تأثیر قابل ملاحظه و تعیین‌کننده نبوده است.

کازرونی و فشاری (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای با استفاده از روش داده‌های تابلویی، به بررسی اثر شاخص‌های قیمتی و غیرقیمتی بر صادرات زیر بخش‌های صنعتی ایران طی دوره (۱۳۸۲-۱۳۷۷) پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان داده است که متغیرهای بهره‌وری نیروی کار، مزیت نسبی آشکار شده و نرخ ارز اسمی تأثیر مثبت و معنی‌دار و نرخ تورم تأثیر منفی و معنی‌دار بر صادرات زیر بخش‌های صنعتی ایران داشته است.

پورعبادالهان کویچ و همکاران (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های تابلویی، به بررسی تأثیر سرمایه انسانی بر صادرات صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی ایران طی دوره (۱۳۸۶-۱۳۷۹) پرداختند. یافته‌های تجربی این تحقیق نشان می‌دهد که طی دوره مورد بررسی، سرمایه انسانی در کنار ارزش افزوده صنعتی دارای تأثیر مثبت و معنی‌داری بر صادرات صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی بوده است. تأثیر متغیر تقاضای داخلی نیز بر صادرات این زیربخش‌ها منفی و معنی‌دار بوده است. همچنین عوامل قیمتی (همچون نرخ ارز و شاخص‌قیمت کالاهای وارداتی) در مقایسه با متغیرهای حقیقی (همچون سرمایه انسانی، ارزش افزوده صنعتی و تقاضای داخلی) در تعیین صادرات این محصولات از نقش ضعیف‌تری برخوردار بوده‌اند.

۲- ساختار الگو و متغیرها

مبانی نظری عوامل تعیین‌کننده صادرات بر اساس سه نظریه تئوری تجارت بین‌الملل هکشر- اهلین، تئوری‌های جدید تجارت و تئوری‌های رشد درونزا قرار دارد. بر اساس نظریه هکشر- اهلین موجودی اولیه نهاده[1]، تعیین‌کننده مزیت‌های نسبی در تولید و صادرات است. نظریه‌های جدید تجارت بر نقش هزینه‌های تجارت و صرفه‌های ناشی از مقیاس یا اندازه بنگاه به عنوان عوامل مؤثر بر صادرات اشاره دارند. از سوی دیگر، هم تئوری‌های جدید تجارت و هم تئوری‌های رشد درونزا بر اهمیت ابداعات در توسعه کالاهای جدید و ایجاد رقابت‌پذیری فن‌آوری یک صنعت تأکید دارند (کریمی و پیراسته، ۱۳۸۳: ۶۰). فعالیت صادراتی یک بنگاه انفرادی می‌تواند تحت تأثیر ترکیبی از عوامل اصلی در سطح بخش (صنعت) و ویژگی‌های بنگاه انفرادی قرار داشته باشد. لذا، صادرات بنگاه i در صنعت j (X_{ij}) تابعی از عوامل اصلی در سطح صنعت (S_j) و ویژگی‌های انفرادی شرکت (F_{ij}) بوده و به صورت زیر بیان می‌شود:

$$X_{ij} = X(S_j, F_{ij})$$

1. Factor Endowments

عوامل اصلی همان عوامل تعیین‌کننده صادرات هستند که توسط مبانی نظری موضوع بیان می‌شوند و ویژگی‌های خاص شرکت، عواملی از قبیل اندازه شرکت، عمر شرکت، سرمایه انسانی شرکت، بهره‌وری عوامل تولید شرکت، سرمایه فیزیکی شرکت و ... را شامل می‌شود (Bleaney and Wakelin, 1999).

لوین و راوت (۱۹۹۷) معتقدند که بخش صادرات می‌تواند سرمایه انسانی را با کارایی بیشتر نسبت به سایر بخش‌های اقتصادی مورد استفاده قرار دهد، به طوری که کارگران تحصیل‌کرده قادرند که فن‌آوری‌های پیچیده را به سرعت جذب نموده و قدرت رقابتی کالاهای صنعتی صادراتی بنگاه‌ها را در سطح بین‌الملل افزایش دهند به طور کلی مطالعاتی که عملکرد صادراتی را در سطح بنگاه و در کشورهای در حال توسعه، همچون شیلی (Alvarez, 2002)، موریتانی (Wignaraja, 2002)، غنا (Sarpong and Wolf, 2004) و اندونزی (Van Dijk, 2002) بررسی کرده‌اند به این نتیجه رسیده‌اند که بهره‌وری، اندازه بنگاه، سرمایه انسانی، تکنولوژی خارجی و سرمایه‌گذاری خارجی اثر مثبتی روی عملکرد صادراتی بنگاه‌ها دارند. بر این اساس و نیز با توجه به مطالعات تجربی صورت گرفته در این زمینه همچون آلوارز (۲۰۰۲)، آیسان و سلیم (۲۰۰۷) و غیاتزاوغلو (۲۰۰۹) و طیبی و اربابیان (۱۳۸۲)، مدل تجربی این تحقیق به صورت زیر معرفی می‌شود:

$$\ln EX_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln H_{it} + \beta_2 \ln VAD_{it} + \beta_3 \ln DD_{it} + \beta_4 \ln NER_t + \beta_5 TOT_t + U_{it}$$

که در آن ln عملگر لگاریتم طبیعی و اندیس‌های i و t به ترتیب بیانگر استان‌های کشور و سال بوده و متغیرهای مورد استفاده و منبع آماری آن‌ها به صورت زیر می‌باشند:

EX: ارزش صادرات کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر استان‌های کشور به میلیارد ریال و به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ (مرکز آمار ایران)؛

H: شاخص سرمایه انسانی کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر استان‌های کشور (مرکز آمار ایران).

به طور کلی، توانایی‌ها و قابلیت‌های نهادینه‌شده در وجود انسان (چه جسمی و چه فکری) سرمایه انسانی نامیده می‌شود (Hertog and Huizenga, 2000: 53). طبق این تعریف، سرمایه انسانی دارای دو بعد جسمی و فکری است. بعد جسمی با سرمایه‌گذاری در تغذیه، بهداشت و درمان و ورزش ایجاد و بعد فکری در اثر نهادینه شدن دانش (به وسیله آموزش و یادگیری تجربی) در انسان حاصل می‌شود. اشتغال نیروی کار دارای تحصیلات عالی به معنی استخدام نیروی کار با تخصص و با کیفیت بالاتر و به عبارت دیگر به معنی بکارگیری سرمایه انسانی می‌باشد (سوری و مهرگان، ۱۳۸۶: ۲۰۷).

در این مطالعه سرمایه انسانی به طور خلاصه دانش نهادینه شده (به وسیله آموزش عالی) در انسان تعریف می‌شود و به منظور یافتن شاخص سرمایه انسانی در کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر استان‌های کشور، آن دسته از شاغلانی که از تحصیلات عالی برخوردار بوده و بالقوه

عامل تغییر و نوآوری می‌باشند مورد توجه قرار می‌گیرند[۱]. شاخص‌های مورد استفاده برای متغیر سرمایه انسانی به قرار زیر می‌باشند:

۱- کل شاغلان با سطح تحصیلات عالی حداقل کارشناسی[۲] در بخش‌های تولیدی و غیرتولیدی؛

۲- شاغلان با سطح تحصیلات عالی حداقل کارشناسی در بخش‌های تولیدی.

در بین شاغلان با سطح تحصیلات عالی حداقل کارشناسی، شاغلان تولیدی به دلیل داشتن تخصص و ارتباط تنگاتنگ با تولید، از درجه اهمیت بیشتری برخوردار می‌باشند و انتظار می‌رود که افزایش سهم این گروه از شاغلان بتواند با افزایش بهره‌وری تولید و کاهش هزینه‌های تولید، زمینه لازم برای رقابت‌پذیری کالاهای صنعتی را فراهم نماید.

VAD: ارزش افزوده کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر استان‌های کشور به میلیارد ریال و به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ (مرکز آمار ایران).

بر مبنای ادبیات موضوع، صادرات بنگاه تحت تأثیر ذخیره سرمایه ثابت بنگاه قرار می‌گیرد، ولی از آنجا که موجودی سرمایه بخشی از ظرفیت تولیدی بنگاه‌های اقتصادی را نشان می‌دهد، در نتیجه فرض می‌شود که ارزش افزوده صنعتی به عنوان شاخص ذخیره سرمایه ثابت و ظرفیت تولیدی بنگاه می‌تواند صادرات بنگاه را تحت تأثیر قرار دهد. از این رو در مطالعات تجربی اغلب از ارزش افزوده صنعتی به جای ذخیره سرمایه ثابت بنگاه به عنوان عامل مؤثر مثبت بر صادرات استفاده می‌کنند.[۳]

DD: تقاضای داخلی کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر استان‌های کشور به میلیارد ریال و به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ (مرکز آمار ایران).

مقدار تقاضای داخلی کارگاه‌های صنعتی عبارت است از مابه‌التفاوت ارزش تولید کارگاه‌های صنعتی و مجموع ارزش تغییرات موجودی انبار و صادرات کارگاه‌های صنعتی که با شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی داخلی تعدیل شده است. به عبارت دیگر داریم:

$$DD_{it} = \frac{TP_{it} - EX_{it} - W_{it}}{CPI_t}$$

که در آن TP نشان‌دهنده ارزش تولید، EX بیانگر ارزش صادرات، W نشان‌دهنده ارزش موجودی انبار و CPI نشان‌دهنده شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی داخلی است.

---

۱. به عنوان نمونه Gerdne (۲۰۰۵) در مطالعه خود از شاغلان با حداقل سه سال تحصیلات عالی، طیبی و اربابیان (۱۳۸۲) در مطالعه خود از شاغلان با حداقل دو سال تحصیلات عالی و پورعبادالهان کویچ و همکاران (۱۳۸۸) در مطالعه خود از شاغلان با حداقل دو سال، حداقل چهار سال و حداقل شش سال تحصیلات عالی به عنوان شاخص سرمایه انسانی استفاده کرده‌اند.

۲. مجموع شاغلانی که دارای مدرک لیسانس و بالاتر از لیسانس هستند.

۳. برای تأیید مطلب فوق می‌توان به منابع زیر اشاره کرد: Tariq Majeed and Ahmad (۲۰۰۶)، Vogiatzoglou (۲۰۰۹)، ولدخانی (۱۳۷۶) و طیبی و اربابیان (۱۳۸۲).

اغلب صنایع کشورهای در حال توسعه صادرکنندگان موقتی هستند که در مواقع فزونی عرضه، موقتاً به صادرات روی می‌آورند (Alvarez, 2002). با توجه به اینکه در اقتصاد ایران نیز صادرات کالاهای صنعتی به عنوان پسماند تقاضای داخلی می‌باشد، فلذا می‌توان تقاضای داخلی کالاهای صنعتی را به عنوان جزء تعدیل‌کننده میزان عرضه صادرات صنعتی وارد الگو کرد (پورعبادالهان کویچ و همکاران، ۱۳۸۸: ۱۱۱).

NER: نرخ ارز اسمی (حساب‌های ملی بانک مرکزی).

بر طبق تئوری‌های تجارت بین‌الملل، نرخ ارز یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر روند صادرات یک کشور است. چنانچه نرخ ارز افزایش یابد، به دلیل ارزان‌تر شدن کالاهای داخلی نسبت به کالاهای مشابه خارجی و افزایش قدرت رقابت‌پذیری کالاهای داخلی، میزان صادرات افزایش می‌یابد (Egert and Morales, 2005: 4).

TOT: متغیر رابطه مبادله تهاتری که به صورت نسبت شاخص قیمت کالاهای صادراتی به شاخص قیمت کالاهای وارداتی تعریف می‌گردد:

$$TOT = \frac{P_{EX}}{P_{IM}}$$

که درآن P_{EX} شاخص قیمت کالاهای صادراتی و P_{IM} شاخص قیمت کالاهای وارداتی است (هر دوی این شاخص قیمت‌ها از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به دست آمده‌اند).

افزایش شاخص قیمت کالاهای صادراتی و یا کاهش شاخص قیمت کالاهای وارداتی به معنی کاهش قدرت رقابتی کالاهای صادراتی و کاهش صادرات است. در نتیجه انتظار بر آن است که متغیر رابطه مبادله دارای اثر منفی بر صادرات کالاهای صنعتی باشد.

۳- یافته‌های تجربی و تجزیه و تحلیل آن‌ها

با توجه به مطالعات تجربی می‌توان مشاهده کرد که در مطالعاتی که به صورت بین منطقه‌ای یا بین کشوری صورت می‌گیرد، بیشتر از داده‌های تابلویی[1] استفاده می‌شود. در تحقیق حاضر نیز با توجه به مزایای روش داده‌های تابلویی[2] و نوع اطلاعات مورد استفاده در این مطالعه، از روش داده‌های تابلویی استفاده گردیده است.

قبل از تخمین مدل، ابتدا لازم است آزمون شود که آیا استان‌های مورد بررسی همگن هستند یا خیر؟ در این آزمون، که به آزمون اثرات مقطعی معروف است و به وسیله آماره F صورت می‌گیرد، فرضیه صفر دال بر همگن بودن استان‌های کشور مورد آزمون قرار می‌گیرد. از این روی

1. Panel Data

۲. برای مطالعه مزایای روش داده‌های تابلویی به منبع (Baltagi, 2005: 4-7) مراجعه شود.

عدم رد فرضیه صفر بیانگر استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تجمیع شده[1] و رد فرضیه صفر مبین استفاده از روش داده‌های تابلویی می‌باشد. در مرحله بعد باید از بین دو روش موجود برای تخمین داده‌های تابلویی، روش اثرات ثابت[2] و روش اثرات تصادفی[3]، یکی انتخاب شود. برای این منظور از آماره آزمون هاسمن[4] استفاده می‌شود. بر اساس این آزمون، رد فرضیه صفر بیانگر استفاده از روش اثرات ثابت بوده و عدم رد آن مبین استفاده از روش اثرات تصادفی می‌باشد. آماره F برآورد شده بیانگر استفاده از روش داده‌های تابلویی به جای استفاده از روش حداقل مربعات معمولی بوده و نیز آماره آزمون هاسمن بیانگر عدم رد فرضیه صفر و انتخاب روش اثرات تصادفی بوده است. نتایج تخمین مدل به روش اثرات تصادفی در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول (۱): نتایج برآورد مدل به روش اثرات تصادفی

متغیر	مدل(۱)	مدل(۲)	مدل(۳)	مدل(۴)	مدل(۵)	مدل(۶)
C	-۵۹/۱ (-۲/۶۶)*	-۵۷/۱۶ (-۲/۵۵)*	-۴۶/۱۳ (-۳/۰۶)*	-۴۵/۳۶ (-۲/۹۹)*	-۵۳/۹ (-۳/۰۴)*	-۵۳/۲ (-۲/۹۸)*
LHL	۰/۵۱ (۲/۵)*	– –	۰/۵۴ (۲/۶۵)*	– –	۰/۵۳ (۲/۶)*	– –
LHPL	– –	۰/۵۸ (۲/۷۵)*	– –	۰/۶۰ (۲/۸۷)*	– –	۰/۶۰ (۲/۸۵)*
LVAD	۱/۴ (۶/۹۳)*	۱/۳۹ (۶/۸۹)*	۱/۳۹ (۶/۹)*	۱/۳۸ (۶/۸۷)*	۱/۳۹ (۶/۹)*	۱/۳۸ (۶/۸۷)*
LDD	-۰/۷۷ (-۴/۴۲)*	-۰/۸۲ (-۴/۵۶)*	-۰/۷۸ (-۴/۴۸)*	-۰/۸۲ (-۴/۶۱)*	-۰/۷۸ (-۴/۵۱)*	-۰/۸۳ (-۴/۶۵)*
LNER	۶/۴۳ (۲/۵۱)*	۶/۲۴ (۲/۴۲)*	۴/۸۴ (۲/۸۵)*	۴/۸ (۲/۸)*	۵/۷ (۲/۸۶)*	۵/۶۷ (۲/۸۲)*
TOT	-۱/۲۲ (-۲/۰۶)**	-۱/۱۳ (-۱/۸۹)**	– –	– –	– –	– –
CPI	– –	– –	-۰/۰۰۳۸ (-۲/۲۳)**	-۰/۰۰۳۵ (۲/۰۶)**	– –	– –
PEX	– –	– –	– –	– –	-۰/۲۳ (-۲/۳۲)**	-۰/۲۲ (-۲/۱۸)**
$\overline{R}^2$	۰/۵۷	۰/۵۷	۰/۵۷	۰/۵۸	۰/۵۷	۰/۵۸
$F^{(1)}$	۶۱/۴۳*	۶۲/۵۵*	۶۱/۴۵*	۶۲/۶۷*	۶۱/۷۶*	۶۲/۹۱*
تعداد مشاهدات	۲۲۴	۲۲۴	۲۲۴	۲۲۴	۲۲۴	۲۲۴
آماره $F^{(2)}$	۱۲/۷۷*	۱۲/۵۱*	۱۲/۹۹*	۱۲/۶۵*	۱۲/۸۷*	۱۲/۶۱*
آماره هاسمن	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰

منبع: محاسبات تحقیق اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده آماره t می‌باشند. *، ** و * به ترتیب نشانگر معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.**

(۱) آماره آزمون معنی‌دار بودن کلی رگرسیون (۲) آماره آزمون اثرات مقطعی

1. Pooled Least Squares
2. Fixed Effects
3. Random Effects
4. Hausman Test

در مدل (۱) جدول (۱) متغیر سرمایه انسانی به صورت کل شاغلان (اعم از شاغلان تولیدی و غیرتولیدی) با سطح تحصیلات عالی حداقل کارشناسی (LHL) تعریف شده و ضریب آن دارای علامت مطابق با انتظارات تئوریکی بوده و معنی‌دار است. طبق نتایج به دست آمده در این مدل، به ازای یک درصد افزایش در شاغلان تولیدی و غیرتولیدی با سطح تحصیلات عالی حداقل کارشناسی، میزان صادرات صنعتی استان‌های کشور ۰/۵۱ درصد افزایش خواهد یافت. در مدل (۲) متغیر سرمایه انسانی به صورت شاغلان تولیدی با سطح تحصیلات عالی حداقل کارشناسی (LHPL) تعریف شده و ضریب آن دارای علامت مطابق با انتظارات تئوریکی بوده و معنی‌دار است. بر اساس نتایج این مدل، به ازای یک درصد افزایش در شاغلان تولیدی با سطح تحصیلات عالی حداقل کارشناسی، میزان صادرات صنعتی استان‌های کشور ۰/۵۸ درصد افزایش خواهد یافت. همچنین نتایج مدل‌های (۱) و (۲) در جدول فوق نشان می‌دهد که علامت ضرایب مربوط به متغیرهای توضیحی ارزش افزوده صنعتی، تقاضای داخلی کالاهای صنعتی، نرخ ارز اسمی و رابطه مبادله تهاتری با تئوری‌های اقتصادی سازگار بوده و به لحاظ آماری همه ضرایب مطرح شده معنی‌دار می‌باشند. بر اساس نتایج مدل اول (دوم)، به ازای یک درصد افزایش در ارزش افزوده صنعتی میزان صادرات صنعتی استان‌های کشور ۱/۴ (۱/۳۹)[۱] درصد افزایش خواهد یافت، در حالی که به ازای یک درصد افزایش در تقاضای داخلی کالاهای صنعتی میزان صادرات صنعتی استان‌های کشور ۰/۷۷ (۰/۸۲) درصد کاهش خواهد یافت. همچنین، به ازای یک درصد افزایش در نرخ ارز اسمی میزان صادرات صنعتی استان‌های کشور ۶/۴۳ (۶/۲۴) درصد افزایش خواهد یافت و با افزایش یک واحد در نسبت شاخص قیمت کالاهای صادراتی به شاخص قیمت کالاهای وارداتی میزان صادرات صنعتی استان‌های کشور ۱/۲۲ (۱/۱۳) درصد کاهش خواهد یافت.

در مرحله بعد جهت بررسی استحکام نتایج مدل‌های (۱) و (۲)، متغیرهای شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی داخلی و شاخص قیمت کالاهای صادراتی[۲] به صورت جداگانه به جای متغیر رابطه مبادله وارد مدل می‌گردند و همانند قبل انتظار بر این است که این متغیرها طبق مبانی نظری موضوع دارای تأثیر منفی بر صادرات کالاهای صنعتی باشند. نتایج تخمین مدل‌ها به روش اثرات تصادفی با در نظر گرفتن متغیر شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی داخلی و شاخص قیمت کالاهای صادراتی در مدل‌های (۳) الی (۶) جدول (۱) آمده است. بر اساس نتایج به دست آمده ملاحظه می‌شود که تمامی ضرایب مربوط به متغیرهای مورد استفاده برای سرمایه انسانی دارای علامت مطابق انتظار مثبت بوده و از لحاظ آماری معنی‌دار هستند. ضرایب برآورد شده برای متغیر سرمایه انسانی در مدل‌های (۳) الی (۶)،

---

۱. عدد داخل پرانتز ضریب مدل دوم می‌باشد.

۲. شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی داخلی (CPI) و شاخص قیمت کالاهای صادراتی (PEX) نیز به صورت غیرلگاریتمی وارد مدل می‌شوند.

بیانگر آن است که به ازای یک درصد افزایش در متغیر سرمایه انسانی، میزان صادرات صنعتی استان‌های کشور به ترتیب ۰/۵۴، ۰/۶۰، ۰/۵۳ و ۰/۶۰ درصد افزایش خواهد یافت. همخوانی این نتایج با نتایج نشان داده شده در مدل‌های (۱) و (۲)، بیانگر استحکام نتایج مبنی بر نقش و اهمیت سرمایه انسانی در صادرات صنعتی استان‌های کشور می‌باشد. همچنین در هر یک از مدل‌های (۳) الی (۶) متغیرهای شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی داخلی و شاخص قیمت کالاهای صادراتی تأثیر منفی و معنی‌دار بر صادرات صنعتی استان‌های کشور داشته‌اند. علامت بقیه متغیرهای مدل نیز مطابق انتظار بوده و معنی‌داری و مقدار ضرایب آن‌ها تقریباً همانند مدل‌های (۱) و (۲) می‌باشد.

با توجه به اینکه ضرایب حاصل از تخمین در مدل‌های فوق برآیندی از مقادیر هر یک از استان‌های کشور است، در مدل (۱) و (۲) حاصل از جدول فوق، با استفاده از خاصیت داده‌های تابلویی می‌توان ضرایب هر یک از متغیرهای مدل را در سطح استان‌های ۲۸گانه کشور محاسبه نمود. حاصل این امر محاسبه دو مدل با ضرایب متفاوت و ناشی از تجزیه اثر متغیر سرمایه انسانی در بین استان‌های کشور است که نتایج حاصله در جدول (۲) آمده است. در این حالت، کشش سرمایه انسانی بر روی صادرات صنعتی به تفکیک استانی به دست آمده است. با توجه به نتایج این جدول و مطابق با نتایج داده‌های اولیه، سرمایه انسانی بر روی صادرات صنعتی تمامی استان‌های کشور به غیر از استان ایلام تأثیر مثبت داشته است. ضرایب مربوط به متغیرهای مورد استفاده برای سرمایه انسانی در هر دو مدل، برای استان‌های آذربایجان شرقی، بوشهر، چهارمحال و بختیاری، خوزستان، زنجان، فارس، قزوین، قم، کرمانشاه، مازندران، همدان و یزد از لحاظ آماری معنی‌دار هستند. یعنی سرمایه انسانی در صادرات صنعتی استان‌های فوق یک متغیر مهم بوده است[۱]. در مقابل ضرایب مربوط به متغیرهای مورد استفاده برای سرمایه انسانی در هر دو مدل، برای استان‌های اردبیل، کردستان، گلستان، گیلان، لرستان و مرکزی از لحاظ آماری معنی‌دار نیستند. اثر مثبت سرمایه انسانی بر صادرات صنعتی استان‌های کشور در تخمین‌های فوق را می‌توان این‌گونه تحلیل کرد که سرمایه انسانی اغلب شرایط نوآوری و ارتقای بهره‌وری نیروی انسانی را فراهم می‌سازد و از این طریق می‌تواند منجر به ارتقای کیفیت نهاده‌های تولید و رشد فن‌آوری در عرضه صادرات صنعتی شود. یافته‌های تجربی این تحقیق با نتایج مطالعات آلوارز (۲۰۰۲)، رادول و تئو (۲۰۰۳)، گردن (۲۰۰۵)، آرورا و بگده (۲۰۰۶)، مانچ و اسکاکسن (۲۰۰۸)، وغیاتزاوغلو (۲۰۰۹)، طیبی و اربابیان (۱۳۸۳) و پورعبادالهان کویچ و همکاران (۱۳۸۸) سازگار می‌باشد. مقایسه ضرایب تخمین زده شده برای متغیر سرمایه انسانی در مدل‌های فوق نشان می‌دهد که

۱. علامت بقیه متغیرهای مدل چون ارزش افزوده، تقاضای داخلی، نرخ ارز اسمی و رابطه مبادله نیز مطابق انتظار بوده و معنی‌داری و مقدار ضرایب آن‌ها تقریباً همانند مدل‌های (۱) و (۲) می‌باشد.

شـاغلان تولیـدی (LHPL) در مقایـسه بـا کـل شـاغلان تولیـدی و غیرتولیـدی (LHL) دارای تحصیلات عالی حداقل کارشناسی همان‌طوری که انتظار می‌رفت، دارای ضریب بیشتری بوده و در نتیجه تأثیرگذاری بیشتری بر صادرات صنعتی استان‌های کـشور دارد. ایـن نتیجـه، اهمیـت نیـاز بـه نیروی کار دارای تحصیلات عالی در بخش‌های تولیدی صنایع کشور را به وضوح نشان می‌دهد.

جدول (۲): تخمین ضرایب سرمایه انسانی برای استان‌های کشور

ضریب LHPL	ادامه استان‌ها	ضریب LHPL	استان‌ها	ضریب LHL	ادامه استان‌ها	ضریب LHL	استان‌ها
۲/۷۸ (۱/۷۲)^{xxx}	قزوین	۱/۰۵ (۱/۸۳)^{xxx}	آذربایجان شرقی	۳/۲۶ (۲/۲۲)^{xx}	قزوین	۲/۲۲ (۲/۶۵)^{x}	آذربایجان شرقی
۱/۱۳ (۲/۲۹)^{x}	قم	۰/۸۹ (۱/۰۱)	آذربایجان غربی	۱/۶۱ (۳/۵۶)^{x}	قم	۱/۴۶ (۱/۹۳)^{xx}	آذربایجان غربی
۰/۷۸ (۱/۳۹)	کردستان	۰/۱۶ (۰/۲)	اردبیل	۰/۷۳ (۱/۴)	کردستان	۰/۱۰ (۰/۱۹)	اردبیل
۰/۶۴ (۰/۸۴)	کرمان	۱/۲۰ (۱/۵۰)	اصفهان	۲/۲۹ (۲/۵۰)^{x}	کرمان	۲/۱۹ (۲/۵۲)^{x}	اصفهان
۳/۸۲ (۵/۲۳)^{x}	کرمانشاه	-۰/۹۹ (-۱/۴۴)	ایلام	۴/۳۱ (۶/۳۲)^{x}	کرمانشاه	-۰/۰۹ (-۰/۱۵)	ایلام
۱/۷۲ (۲/۲۰)^{xx}	کهگیلویه و بویراحمد	۱/۶۵ (۳/۱۹)^{x}	بوشهر	۰/۸۴ (۱/۴۹)	کهگیلویه و بویراحمد	۲/۰۴ (۳/۸۴)^{x}	بوشهر
۰/۱۹ (۰/۲۷)	گلستان	۱/۱۶ (۱/۵۰)	تهران	۰/۴۳ (۰/۶۶)	گلستان	۱/۹۹ (۲/۲۴)^{xx}	تهران
۱/۱۰ (۰/۶۴)	گیلان	۱/۶۴ (۳/۵۵)^{x}	چهارمحال و بختیاری	۲/۲۵ (۱/۲۳)	گیلان	۲/۱۶ (۴/۵۴)^{x}	چهارمحال و بختیاری
۰/۵۸ (۰/۳۳)	لرستان	۰/۹۹ (۱/۱۷)	خراسان بزرگ	۱/۹۴ (۱/۰۱)	لرستان	۱/۴۸ (۱/۹۳)^{xx}	خراسان بزرگ
۱/۷۲ (۲/۷۹)^{x}	مازندران	۱/۴۵ (۱/۸۳)^{xxx}	خوزستان	۲/۱۹ (۳/۵۱)^{x}	مازندران	۲/۳۷ (۲/۶۳)^{x}	خوزستان
۰/۷۰ (۰/۴۰)	مرکزی	۱/۲۴ (۱/۶۳)^{xxx}	زنجان	۱/۴۶ (۱/۱۹)	مرکزی	۲/۰۷ (۲/۴۳)^{x}	زنجان
۰/۴۸ (۰/۶۴)	هرمزگان	۰/۶۴ (۱/۴۶)	سمنان	۲/۴۱ (۲/۵۴)^{x}	هرمزگان	۱/۰۲ (۲/۵۸)^{x}	سمنان
۱/۹۱ (۳)^{x}	همدان	۰/۲۹ (۰/۴۷)	سیستان و بلوچستان	۲/۲۴ (۳/۷۹)^{x}	همدان	۲/۲۵ (۲/۸۱)^{x}	سیستان و بلوچستان
۱/۴۴ (۲/۵۴)^{x}	یزد	۱/۵۱ (۱/۶۴)^{xxx}	فارس	۲/۲۱ (۳/۵۶)^{x}	یزد	۲/۰۵ (۲/۴۷)^{x}	فارس
۰/۹۳	$\overline{R}^2$			۰/۹۴	$\overline{R}^2$		
۲۲۴	تعداد مشاهدات			۲۲۴	تعداد مشاهدات		

منبع: محاسبات تحقیق اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده آماره t می‌باشند. x، xx و xxx به ترتیب نشانگر معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

همچنین بر اساس نتایج به دست آمده می‌توان گفت که با افزایش ارزش افزوده و نرخ ارز اسمی، صادرات صنعتی استان‌های کشور به طور معنی‌داری افزایش داشته است و کاهش تقاضای داخلی کالاهای صنعتی و رابطه مبادله نیز بر عرضه صادرات صنعتی استان‌های کشور تأثیر مثبت داشته است. این یافته‌ها با مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام گرفته در این زمینه سازگار می‌باشد. با افزایش ارزش افزوده و در نتیجه افزایش سودآوری بنگاه‌ها، انگیزه تولیدکنندگان کارگاه‌ها به تولید و صادرات کالاها و خدمات افزایش می‌یابد. در مورد اثر نرخ ارز اسمی بر صادرات کالاهای صنعتی نیز می‌توان این‌گونه بیان کرد که با افزایش نرخ ارز قدرت رقابت‌پذیری کالاها و خدمات داخلی و به ویژه محصولات صنعتی افزوده شده و به تبع آن صادرات صنعتی افزایش می‌یابد. ضریب منفی تقاضای داخلی کالاهای صنعتی ماهیت مصرفی بودن کالاهای صنعتی را مشخص می‌کند، چرا که رشد تقاضای داخلی به نوعی محدودیت برای صادرات تلقی شده و با افزایش آن میزان صادرات صنعتی استان‌های کشور کاهش می‌یابد و از آنجا که تقاضای داخلی و ظرفیت تولیدی صنایع مکمل یکدیگرند، بهبود شرایط تولیدی و ارتقاء بهره‌وری عوامل تولید، نه تنها پاسخگوی تقاضای داخلی خواهد بود، بلکه بر صادرات صنعتی استان‌های کشور نیز تأثیر قابل ملاحظه‌ای خواهد داشت.

در مورد اثر متغیرهای رابطه مبادله تهاتری، شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی و شاخص قیمت کالاهای صادراتی بر صادرات کالاهای صنعتی نیز می‌توان استدلال کرد که با افزایش رابطه مبادله (افزایش شاخص قیمت کالاهای صادراتی) و افزایش شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی، قدرت رقابت‌پذیری کالاها و خدمات داخلی و به ویژه محصولات صنعتی کاسته شده و به تبع آن صادرات کالاهای صنعتی کاهش می‌یابد. کاهش رابطه مبادله به منزله کاهش قیمت صادراتی (کاهش شاخص قیمت داخلی) و یا افزایش قیمت وارداتی (افزایش شاخص قیمت خارجی) بوده و هر یک از این تغییرات از لحاظ تئوریکی می‌تواند صادرات را افزایش دهد. به عبارت دیگر، کاهش قیمت صادرات و افزایش قیمت واردات به منزله ارزان‌تر شدن قیمت نسبی کالاهای صادراتی در مقایسه با کالاهای مشابه خارجی بوده و از این رو صادرات حقیقی افزایش می‌یابد.

نتیجه‌گیری

هدف اصلی این تحقیق بررسی تأثیر سرمایه انسانی بر صادرات صنعتی (صنایع ده نفر کارکن و بیشتر) استان‌های کشور، با استفاده از داده‌های تابلویی، طی دوره زمانی (۱۳۸۶-۱۳۷۹) می‌باشد. نتایج به دست آمده دلالت بر این دارد که سرمایه انسانی بر عرضه صادرات صنعتی استان‌های کشور تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد. به عبارت دیگر، یافته‌های تجربی تحقیق بیانگر آن است که برای دستیابی به توسعه صادرات صنعتی، و از طریق آن رشد اقتصادی بیشتر، توجه به سرمایه‌گذاری مناسب در نیروی انسانی یک ضرورت جدی می‌باشد، چرا که سرمایه‌گذاری در منابع انسانی که به مفهوم آموزش و تربیت نیروی انسانی برای کسب مهارت‌های مختلف و پیشبرد امر تولید می‌باشد، می‌تواند با بالا بردن سطح مهارت و تخصص نیروی کار، موجب ارتقای کیفیت تولید شده و به افزایش کارایی استفاده از سرمایه‌های مادی و بکارگیری بهینه آن‌ها منجر شود. در این راستا، تأکید این مطالعه بر افزایش قابل توجه صادرات صنعتی استان‌های کشور با تغییر سطح و کیفیت تحصیلات عالی در کشور می‌باشد. افزایش سطح مهارت نیروی انسانی نیز از طریق تنظیم برنامه‌های آموزشی و تحقیقاتی، که در ایران عمدتاً در سطوح کارشناسی و بالاتر میسر است، ممکن می‌باشد.

همچنین، با توجه به نوسانات شدید قیمت نفت و اثرات زیانبار اقتصادی آن از یک سو و پایان‌پذیر بودن منابع نفتی از سوی دیگر، توصیه می‌شود که به منظور کاهش هر چه بیشتر وابستگی به درآمدهای حاصل از صادرات نفت و حرکت به سمت رشد صادرات غیرنفتی جهت تأمین نیازهای ارزی کشور، ضروری است از طریق گسترش کمی و کیفی آموزش عالی زمینه‌های ایجاد خلاقیت و مهارت نیروی انسانی فراهم آید. به این ترتیب، سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی با ارتقای سطح مهارت و تخصص نیروی کار، زمینه بهبود بهره‌وری عوامل تولید را فراهم می‌آورد و موجب افزایش کمی و کیفی تولیدات صنعتی می‌گردد. کمیت و کیفیت برتر تولیدات نیز منجر به ایجاد مزیت نسبی در گروه‌کالاهای صادراتی شده و زمینه رقابت در بازارهای جهانی را فراهم می‌آورد. از این رو، برای سرعت بخشیدن به مقوله صادرات غیرنفتی، علاوه بر سرمایه‌گذاری در تربیت نیروی انسانی متخصص، بایستی بین نیازهای آموزشی و تخصصی نیروی انسانی مورد نیاز بخش صنعت با برنامه‌ها و محتوای دروس آموزش رسمی کشور هماهنگی و تعامل برقرار شود تا انگیزه و رغبت بخش صنعت نسبت به جذب تحصیل‌کرده‌های آموزش عالی بیشتر شود. همچنین ایجاد شفافیت و اطلاع رسانی مناسب در بازار کار بین عرضه‌کنندگان نیروی کار ماهر و تحصیل‌کرده و متقاضیان آن می‌تواند از طریق تسهیل فرایند جذب سرمایه انسانی، موجبات رشد صادرات غیرنفتی را فراهم نماید.

منابع

الف- فارسی

۱. پورعبادالهان کویچ، محسن؛ اصغرپور، حسین؛ فلاحی، فیروز؛ عبدی، حسن؛ «**نقش سرمایه انسانی در صادرات زیربخش‌های صنعتی محصولات شیمیایی و فلزات اساسی ایران**»، مجله سیاست‌گذاری اقتصادی، ۱۳۸۸، شماره ۲.

۲. تقوی، مهدی؛ محمدی، حسین؛ (۱۳۸۵)، «**تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در ایران**»، پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۳۸۵، شماره ۳.

۳. **سند راهبرد توسعه صنعتی کشور**، وزارت صنایع و معادن، ۱۳۸۵.

٤. سوری، علی؛ نادر مهرگان، نادر؛ «**نقش سرمایه اجتماعی در تشکیل سرمایه انسانی**»، فصل‌نامه پژوهش‌نامه بازرگانی، ۱۳۸۶، شماره ۴۲.

٥. شاکری، عباس؛ «**عوامل تعیین‌کننده صادرات غیرنفتی ایران**»، فصل‌نامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۳۸۳، شماره ۲۱.

٦. صالحی، محمد جواد؛ «**اثرات سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران**»، فصل‌نامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی، ۱۳۸۱، شماره ۲۴ و ۲۳.

۷. طیبی، کمیل؛ اربابیان، شیرین؛ «**اثر بلندمدت و کوتاه‌مدت آموزش عالی بر عرضه صادرات صنعتی ایران**»، فصل‌نامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۳۸۲، شماره ۱۶.

۸. طیبی، کمیل؛ عمادزاده، مصطفی؛ اربابیان، شیرین؛ «**اثرات ارتقاء آموزش عالی بر عرضه صادرات صنعتی در ایران (۱۳۷۸-۱۳۴۵)**»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۳، شماره ۶۴.

۹. فتحی، سعید؛ عزیزی، شهریار؛ «**بررسی تأثیر کسب و کار الکترونیکی بر توسعه صادرات: شناسایی اولویت‌های بخش صنعت در کشور**»، پژوهش‌نامه بازرگانی، ۱۳۸۶، شماره ۴۵.

۱۰. کازرونی، علیرضا؛ «**نظریه‌های تجارت بین‌الملل**»، انتشارات نور علم، همدان، چاپ اول، ۱۳۸۶.

۱۱. کازرونی، علیرضا؛ فشاری، مجید؛ «**تأثیر شاخص‌های رقابتی قیمتی و غیرقیمتی بر صادرات زیربخش‌های صنعتی ایران (۱۳۸۲-۱۳۷۷)**»، فصل‌نامه بررسی‌های اقتصادی، ۱۳۸۷، شماره ۱.

۱۲. کریمی، فرزاد؛ پیراسته، حسین؛ (۱۳۸۳)، «**ارزیابی و تحلیل تأثیرات متقابل بهره‌وری نیروی انسانی، هزینه‌های تولید و صادرات کالاهای صنعتی در ایران (۱۳۷۸-۱۳۷۳)**»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۳، شماره ۶۵.

۱۳. مرکز آمار ایران (۱۳۸۵-۱۳۷۹)، **نتایج آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر**، سایت مرکز آمار ایران.

۱٤. ولدخانی، عباس؛ «**عوامل تعیین‌کننده صادرات غیرنفتی در ایران با استفاده از روش‌های همگرایی انگل - گرنجر و یوهانسن (۱۳۷۴-۱۳۳۸)**»، مجله برنامه و بودجه، ۱۳۷۶، شماره ۲۳ و ۲۲.

ب- لاتین

15. Alvarez, R; "**Determinants of Firm Export Performance in Less Developed Country**", Estudies de Economia, vol. 29, 2002.
16. Arora, A; S. D Bagde; **Human Capital and the Indian Software Industry**, 2006. http:// www. Druid. Dk/ conferences/ view paper. Php? Id=789&cf=8.
17. Aysan, F. A; Y. Selim; "**Investigation in to the Determinants of Turkish Export-Boom in the 2000**", Journal of International Trade and Diplomacy, vol. 2, 2007.
18. Baltagi, B; ***Econometrics Analysis of Panel Data***, Third Edition, John Wily and sons Ltd, USA, 2005.
19. Bleany, M; K. Wakelin; "**Sectoral and Firm-Specific Determinants of Export Performance: Evidence from the United Kingdom**", Centre for Research on Globalization and Labor Markets Research Paper, 1999, No. 99/12.
20. Chuang, Y.C; **Human Capital, Exports and Economic Growth: A Causality Analysis for Taiwan (1952-1995)**, Review of International Economics, vol. 8, 2000.
21. Egert, B; A. Morales; "**Exchange Rate Regimes**", Foreign Exchange Rate Volatility and Export Performance in Central and Eastern Europe: Just another Blur Project?, BOFIT Discussion Papers, 2005.
22. Gerdne, Therese; ***The Importance of Human Capital in Export Performance***, Jonkoping International Business School, Jonkoping University, 2005.
23. Isaksson, Anders; ***the Importance of Human Capital for the Trade-Growth Link***, Statistics and Information Networks Branch of UNIDO, 2000.
24. Hertog, J. F. D; E. Huizenga; ***The Knowledge Enterprise***, Imperial College Press, 2000.
25. Konya, L; "**Exports and Growth: Granger Causality Analysis on OECD Countries a Panel Data Approach**", Economic Modeling, vol. 23, 2006.
26. Levin, A; L. Raut; "**Complementarities between Exports and Human Capital in Economic Growth: Evidence from the Semi-industrialized Countries**", Economic Development and Cultural Change, vol. 46, 1997, No. 1.
27. Lutz. J.M; R.T Green; "**The Product Life Cycle and Export Position of the United States**", Journal of International Business Studies, vol. 14, 1983, No. 3.
28. Michealy, M; "**Exports and Growth, an Empirical Investigation**", Journal of Development Economics, vol. 4, 1997.
29. Munch, R.J; R.J Skaksen; "**Human Capital and Wage in Exporting Firms**", Journal of International Economics, vol. 75, 2008.
30. Porter, E.M; ***the Competitive Advantage of National***, Adeline Publishing Company Chicago, New York, 1990.
31. Reyes, P.M; D.R. Osborn; M. Sensier; "**Modeling Real Exchange Rate Effects on Output Performance in Latin America**", Center for Growth & Business Cycle Research, The University of Manchester, 2004, No. 035.
32. Rodwell, J.J; S.T.T Teo; "**The Need to Accumulate Human Capital across Levels of Export Intensity: Activating Resources that are Increasingly Difficult to Mobilize**", Research and Practice in Human Resource Management, vol. 11, 2003, No. 2.
33. Ronning, J; M. Kearney; ***Graduate Prospects in a Changing Society***, UNESCO Publishing, Belgium, 1998.
34. Sarpong, Daniel; Susana Wolf; "**Export Performance and Investment Behavior of Firms in Ghana**", A paper Presented at the ISSER/Cornell University Conference on Ghana's Economy at the Half Century, 2004.

35. Soderbom, M; "**What Drives Manufacturing Exports in Africa? Evidence from Ghana, Kenya and Zimbabwe**", CSAE-UNIDO Working Paper, 2000, No. 2.
36. Tariq Majeed, M; E. Ahmad; **Determinants of Export in Developing Countries**, The Pakistan Review, vol. 45, 2006, No. 4.
37. Teixeira A. C; N. Fortuna; **Human Capital**, Trade and Long-run Productivity, Testing the Technological absorption Hypothesis for the Portuges Economy (1960-2001), CEMPRE, Faculdade de economia, 2004.
38. Van Dijk, M; "**The Determinants of Export Performance in Developing Countries: The Case of Indonesian Manufacturing**", Eindhoven Centre for Innovation Studies Working Paper, 2002, 02/01.
39. Vernon, R; **International Trade in the Product Cycle**, Quarterly Journal of Economics, vol. 80, 1966, No. 2.
40. Vogiatzoglou, K, "**Determinants of Export Specialization in ICT Products: A Cross Analysis**", International Network for Economic Research Working Paper, 2009. No. 3.
41. Wignaraja, Ganeshan, "**Firm size, Technological Capabilities and Market-oriented Policies in Mauritius**", Oxford Development Studies, vol. 30, 2002, No. 1.
42. Wood, A. and K. Berge, "**Exporting Manufactures: Human Resources, Natural Resources and Trade Policy**", The Journal of Development Studies, vol. 34, 1997, No. 1.
43. Zeufack, A; "**Export Performance in Africa and Asia`s Manufacturing: Evidence from Firm-Level Data**", Journal of African Economies, vol. 10, 2002, No. 3.

اطلاعات نامتقارن در بازار بیمه اتومبیل ایران

غلامرضا کشاورز حداد[1]
دانشیار دانشگاه صنعتی شریف
منیره امیرخانلو[2]
پژوهشگر اتاق بازرگانی، صنایع و معادن ایران

تاریخ دریافت: ۹۰/۰۲/۰۶
تاریخ تأیید: ۹۰/۰۷/۱۵

چکیده

در این نوشتار، وجود اطلاعات نامتقارن شامل کژگزینی یا کژمنشی در صنعت بیمه اتومبیل ایران آزمون می‌شود. فرضیه‌های تحقیق، با استفاده از روش‌های آماری مختلف پارامتری و ناپارامتری، شامل استقلال شرطی، پروبیت دوگانه، دو آزمون χ^2 ارائه شده در چیاپوری و سلنی[3] (۲۰۰۰) و آزمون ناپارامتری پیشنهاد شده در چیاپوری و همکاران (۲۰۰۶) آزمون می‌گردد. داده‌های مورد استفاده از اطلاعات پرونده‌های ۶۹۵۵۳ بیمه‌گزار بیمه بدنه اتومبیل شرکت بیمه ایران برگرفته می‌شود زیرا که استفاده از پوشش‌های انتخابی بیمه بدنه به عنوان یک بیمه اختیاری که انتخاب و ترجیحات افراد را بهتر از پوشش انتخابی بیمه اجباری شخص ثالث نشان می‌دهد. تحلیل رفتار مشتریان تکراری بیمه، تأکید بر اهمیت فرض عمومی بودن درجه ریسک‌گریزی افراد در برقراری نتایج و استفاده از متغیرهای سن و جنس برای این شرط، آزمون برقراری فرضیه انتظارات واقعی و سپس آزمون همبستگی مثبت با استفاده از آزمون‌های ناپارامتری چیاپوری و همکاران؛ و استفاده از تعداد زیادی از متغیر توضیحی شامل سن، جنس، تحصیلات و درآمد و استفاده از آمار بیمه‌گزاران از پیشبرهای تجربی این نوشتار در ادبیات شکل گرفته درباره اقتصاد بیمه در ایران است. نتایج به دست آمده، نشان می‌دهد که *انتظارات واقعی و همبستگی مثبت بین ریسک و پوشش بیمه برقرار بوده و در نتیجه، وجود کژمنشی یا کژگزینی در صنعت بیمه اتومبیل ایران تأیید می‌گردد. این یافته، بیانگر* ناکارآیی صنعت بیمه می‌باشد.

واژگان کلیدی: بیمه اتومبیل، تئوری قراردادها، اطلاعات نامتقارن، کژگزینی، کژمنشی، آزمون‌های ناپارامتری

طبقه‌بندی موضوعی: **D82, G22**

مقدمه

در تحلیل رفتار واحدهای اقتصادی، فرض بر وجود اطلاعات کامل بین طرف‌های مبادله اعم از خریدار، فروشنده، مصرف‌کننده و تولیدکننده، درباره مشخصات کالای مورد معامله در بازار قرار داده می‌شود، که در دنیای واقعی ممکن است چنین فرضی برقرار نباشد. بنابراین در این قلمرو، تحلیل‌های متعین[4] در اقتصاد خرد تغییریافته و تحلیل‌های نااطمینانی جای آن را می‌گیرد. نبود اطلاعات کامل، منجر به طرح موضوع اطلاعات نامتقارن[5] می‌شود. اطلاعات نامتقارن، به معنای

1. Email: G.K.Haddad@sharif.edu
2. Email: M.amirkhanlu@iccim.ir
3. Chiappori & Salanie
4. Deterministic
5. Asymmetric Information

توزیع متفاوت اطلاعات مرتبط[1] بین دو طرف اقتصادی است؛ در بازار بیمه اتومبیل، میزان ریسک افراد که سود بیمه‌گر را تحت تأثیر قرار می‌دهد جزء اطلاعات خصوصی بیمه‌گزار بوده و طرف بیمه‌گر از آن بی‌اطلاع است. وقتی بیمه‌گر از منش‌های رفتاری بیمه‌گزار اطلاع ندارد، قراردادهای یکسانی را برای افراد متفاوت طراحی می‌کند و این عمل سبب ایجاد پدیدهٔ کژگزینی[2] می‌شود. از طرفی وجود کژمنشی[3] در بین کارگزاران موجب می‌شود که آن‌ها پس از انعقاد قرارداد تلاش کمتری برای جلوگیری از بروز تصادف صرف می‌کنند. در این وضعیت، بیمه‌گر وقوع یا عدم وقوع تصادف در بازار بیمه اتومبیل را مشاهده می‌کند، ولی نمی‌داند این نتیجه، در ازای چه سطحی از تلاش بیمه‌گزار حاصل شده است. در حالی که در پدیده کژگزینی، از آنجایی که بیمه‌گر از نوع ریسک بیمه‌گزار دقیقاً اطلاع ندارد، فهرستی از قراردادها، متناسب با انواع ریسک بیمه‌گزاران ارائه می‌کند. این قراردادها طوری تنظیم می‌شوند که افراد در یک مکانیسم خود انتخابی[4]، قراردادهای مناسب خود را انتخاب کنند، که لزوماً تأمین منافع شرکت بیمه را در پی ندارد.

یک استراتژی شناخته شده در مطالعه عدم تقارن اطلاعات آزمون همبستگی بین انتخاب قرارداد و وقوع و نیز شدت وقوع یک حادثه به شرط ویژگی‌های مشاهده‌پذیر افراد بیمه‌شده است. در وضعیت کژگزینی، عوامل پر ریسک، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، محتمل است که قراردادهای با پوششی کامل‌تر را انتخاب نمایند و نیز احتمال دارد که تصادف بیشتر و شدیدتری را داشته باشند. موضوع کژمنشی در اصل خیلی نزدیک به مقوله کژگزینی است، با این تفاوت که علت یاد شده در بالا در جهت معکوس آن است. در مقوله کژمنشی، نخست، عوامل اقتصادی (بیمه‌گزاران) قراردادی با سطوح پوشش مفروض را انتخاب می‌کنند؛ آنگاه فرد بیمه‌شده با پوشش بیمه‌ای بهتر و در نتیجه، با انگیزه کمتر برای تلاش در جهت کاهش تصادف، دارای تعداد و شدت تصادف بیشتری خواهد بود. این نگرش موسوم به همبستگی شرطی[5]، دارای برتری‌هایی است. چیاپوری و همکاران (۲۰۰۲) استدلال می‌کنند که این روش ساده و نتایج آن بسیار مستحکم[6] است. علاوه بر آن، این آماره می‌تواند برای داده‌های مقطعی، که به سادگی قابل جمع‌آوری است، برآورد گردد، اگر چه این سهولت در محاسبه، هزینه دیگری ایجاد می‌کند. زیرا گذشته رابطه قراردادی شرکت بیمه و فرد بیمه‌گزار هم، قرارداد این دوره و نیز رفتار فرد بیمه‌شده را در دوره‌های قراردادی آینده را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این اثر نمی‌تواند در محاسبه ضریب همبستگی یاد شده در بالا به حساب آورده شود. مهم‌تر از همه این است که ضریب همبستگی محاسبه شده برای پوشش

1. Relevant
2. Adverse Selection
3. Moral Hazard
4. Self Selective
5. Conditional Correlation
6. Robust

و ریسک جهت علت را نمی‌توان مشخص کند، در نتیجه یک ضریب همبستگی مثبت و معنی‌دار نشانگر عدم تقارن اطلاعاتی است ولی نمی‌تواند کژمنشی را از کژگزینی متمایز سازد. بنابراین لازم است با استفاده از تئوری‌های اقتصاد اطلاعات و تکنیک‌های اقتصادسنجی مناسب این دو اثر از هم متمایز ساخته شود. متمایز شدن این دو می‌تواند در ارائه توصیه‌های سیاستی مناسب برای کاهش اثرات انواع عدم تقارن اطلاعاتی بین طرفین قرارداد کمک نماید. با این حال در این نوشتار تنها به موضوع عدم تقارن اطلاعاتی بدون امکان تمایز کژگزینی و کژمنشی پرداخته می‌شود.

در این پژوهش، هدف ما آزمون وجود اطلاعات نامتقارن در بازار انحصار چندجانبه بیمه بدنه اتومبیل ایران با استفاده از روش‌های پارامتری و ناپارامتری است. تأکید چارچوب تحلیلی، بر بر روش چیاپوری و همکاران[1] (۲۰۰۶) که مناسب بازار بیمه غیر رقابتی می‌باشد. برای آزمودن فرضیه‌ها، از اطلاعات مربوط به پرونده ۶۹۵۵۳ بیمه‌گزار بیمه بدنه اتومبیل شرکت بیمه ایران با سهم بازار ۵۲٪ استفاده می‌شود. داده‌های مورد استفاده، دربرگیرنده: ۱- مشخصات دموگرافیک راننده شامل سن و جنس راننده؛ ۲- مشخصات رانندگی فرد شامل سال اخذ گواهینامه و سابقه خسارت وی در سال‌های گذشته در صورت برخورداری از پوشش بیمه بدنه؛ ۳- مشخصات اتومبیل فرد شامل سال ساخت اتومبیل، تعداد سیلندر آن، قیمت اتومبیل و ... ؛ ۴- نوع پوشش قرارداد بیمه انتخابی فرد؛ ۵- سوابق بیمه؛ و ۶- خسارت پرداختی به فرد از طرف شرکت بیمه در صورت وقوع تصادف است. پرسش‌هایی که این مقاله به دنبال فراهم کردن پاسخی برای آن است، به قرار زیر هستند:

الف- آیا فرضیه انتظارات واقعی[2] برقرار است، به عبارت دیگر، آیا هر فرد در هنگام انتخاب قرارداد، توزیع درست خسارت وارده بر خود را می‌داند؟

ب- آیا در بازار بیمه بدنه اتومبیل ایران، همبستگی مثبت میان ریسک و پوشش بیمه افراد یا به عبارتی اطلاعات نامتقارن وجود دارد؟

مقاله حاضر، از دو جهت متمایز از سایر کارهای انجام شده در ایران است. اول اینکه، از آزمون‌های مناسب بازار بیمه انحصار چندجانبه استفاده شده و دوم، تمرکز بر روی نتایج حاصل از تکنیک پروبیت دوگانه و آزمون‌های ناپارامتری است که نتایج آن‌ها از قابلیت اعتماد بالایی برخوردار بوده و انواع تورش تصریح موجود در روش‌های دیگر را حذف می‌کند. در کنار این دو روش آماری از روش‌های آماری دیگری نیز استفاده شده است که نتایج همسوی به دست آمده بیانگر استحکام یافته‌های تحقیق است. یافته اصلی تحقیق تأیید فرضیه وجود عدم تقارن اطلاعاتی (کژمنشی یا کژگزینی) میان بیمه‌گر و بیمه‌گذار در صنعت بیمه اتومبیل ایران است. تکنیک‌ها، داده‌ها

1. Chiappori et. al
2. Realistic Expectations

و نظریه‌های به کار بسته شده در این مقاله امکان تمایز بین کژمنشی یا کژگزینی را فراهم نمی‌سازد، برای ایجاد تمایز نیازمند به داده‌های پانل از ویژگی‌های بیمه‌گزاران و نیز اطلاعات مربوط به بیمه بدنه در کنار بیمه اجباری شخص ثالث می‌باشیم، که در انجام این تحقیق هیچ‌یک از موارد یاد شده فراهم نشد. به طور آشکار یافته عدم تقارن اطلاعاتی بین دارنده بیمه‌نامه و صادرکننده آن به صورت یک کمیت عددی خروجی محاسبات بوده و یک دنباله از اعداد نیست که بتوان بر روی آن با انجام آزمون مناسب، در قالب مدل حاضر، آزمون عوامل تعیین‌کننده و مؤثر بر عدم تقارن اطلاعاتی را شناسایی کرد. به همین دلیل امکان شناسایی عوامل ایجادکننده کژمنشی یا کژگزینی وجود ندارد. تنها راه تحلیل آن انجام آزمون‌ها به تفکیک جنسیت یا سن و یا صفت‌هایی نظیر این است که در تحلیل‌های اقتصادسنجی این متغیرهای توضیحی به کار بسته شده و نقش هر یک از آن‌ها در وقوع تصادف و انتخاب سطح پوشش مدلسازی شده است.

سازمان‌بندی این نوشتار به این قرار است که در بخش دو به معرفی پیشینه نظری و تجربی پژوهش پرداخته می‌شود، که رابطه پیش‌بینی شده بین ریسک و پوشش بیمه را به دو دسته تئوری‌های کژگزینی و کژمنشی کلاسیک، (با رابطه مثبت بین ریسک و پوشش بیمه) و تئوری‌هایی با رابطه منفی یا صفر بین ریسک و پوشش بیمه‌ای فرد تقسیم‌بندی می‌کند. بخش سه به بیان جزئیات روش‌های تخمین و آزمون فرضیه‌ها شامل مدل رگرسیونی پروبیت دوگانه، توزیع‌های ناپارامتری آماری، آزمون استقلال شرطی، آزمون کولموگروف و اسمیرونف، آزمون ناپارمتری فرضیه انتظارات واقعی و آزمون ناپارامتری اطلاعات نامتقارن چیاپوری می‌پردازد. در بخش چهار داده‌های آماری و ساختار بازار بیمه بدنه اتومبیل در صنعت بیمه ایران را توصیف می‌کنیم. بخش پنج و زیر بخش‌های آن با استفاده از مبانی نظری پیش‌گفته تحلیل‌های تجری را ارائه می‌کند و سرانجام بخش شش صرف خلاصه و نتیجه‌گیری این نوشتار می‌شود.

۱- سیری در پیشینه نظری و تجربی

تئوری‌های کژگزینی و کژمنشی کلاسیک، وجود یک رابطه مثبت را بین انتخاب قراردادهای با پوشش بالاتر و سطح ریسک افراد پیش‌بینی می‌کنند. این نتیجه در هر دو نوع اطلاعات نامتقارن، برقرار است اما جهت رابطه علّی و معلولی در آن‌ها فرق می‌کند؛ به عبارت دیگر در صورت وجود کژگزینی، افراد چون افراد از درجه ریسک خود مطلع هستند و بیمه‌گر این اطلاع را ندارد، از میان فهرست قراردادهای پیشنهادی، افراد ریسکی قراردادهای بیمه با پوشش[1] بالاتر را انتخاب می‌کنند، اما در کژمنشی، افراد پس از امضای قرارداد و با توجه به قرارداد پیشنهادی،

1. Coverage

کمترین تلاش ممکن را انجام می‌دهند تا بالاترین رفاه ممکن را داشته باشند. زیرا تلاش بیشتر به معنی کاهش مطلوبیت است. بنابراین افراد پذیرنده قراردادهای با پوشش بالا تلاش کمتری برای جلوگیری از تصادف انجام می‌دهند و به همین دلیل برای شرکت بیمه، افرادی پر ریسک خواهند بود. ادبیات نظری، تئوری‌های اطلاعات نامتقارن از جهت رابطه پیش‌بینی شده بین ریسک و پوشش بیمه می‌تواند به دو دسته تقسیم شود.

۱- تئوری‌های کژگزینی و کژمنشی کلاسیک، که یک رابطه مثبت بین ریسک و پوشش بیمه را پیش‌بینی می‌کنند. در ردیف این تئوری‌ها، می‌توان به مقالات راتشیلد و استیگلیتز[1] (۱۹۷۶)، آرنوت و استیگلیتز[2] (۱۹۸۸)، چاساگنون و چیاپوری[3] (۱۹۹۷) و چیاپوری و همکاران (۲۰۰۶)، اشاره کرد که تمام آن‌ها با ارائه فرض‌های مختلف و در چارچوب‌های نظری متفاوت، وجود رابطه مثبت بین ریسک و پوشش بیمه را تصریح می‌کنند. در خصوص کارهای تجربی انجام شده که نتایج هماهنگ با این تئوری‌های کلاسیک دارند، می‌توان به مقالات پولز و اسنو[4] (۱۹۹۴)، کوهن[5] (۲۰۰۱) اشاره کرد.

۲- تئوری‌هایی که رابطه منفی یا صفر را بین ریسک و پوشش بیمه‌ای فرد پیش‌بینی می‌کنند. در بین این تئوری‌ها، تئوری کژگزینی که اولین بار توسط همنوی[6] (۱۹۹۰) مطرح شد، رابطه منفی را بین ریسک و پوشش بیمه پیش‌بینی می‌کند. در این تئوری، ابتدا رابطه درجه ریسک‌گریزی و پوشش بیمه‌ای انتخاب شده توسط فرد، یک رابطه مثبت بیان می‌شود، سپس با بیان اینکه رابطه بین درجه ریسک‌گریزی افراد و ریسک آن‌ها یک رابطه منفی است، نتیجه گرفته می‌شود که رابطه بین ریسک و پوشش بیمه، منفی است. در ردیف این تئوری‌های دسته دوم که همبستگی صفر یا منفی را بین ریسک و پوشش بیمه پیش‌بینی می‌کنند، می‌توان از مقاله‌های دمزا و وب[7] (۲۰۰۱)، ژولین و همکاران[8] (۲۰۰۱) و کوفوپولس[9] (۲۰۰۴) نام برد و از کارهای تجربی انجام شده در این قالب نیز، می‌توان به سایتو[10] (۲۰۰۶) اشاره کرد.

در میان کارهای تجربی انجام شده، از جهت روش‌های آماری و اقتصادسنجی به کار بسته شده به طور مشخص سه رویکرد متفاوت از نظر مدل‌ها و آماره‌های آزمون استفاده شده برای آزمون اطلاعات نامتقارن وجود دارد: مدل‌های (۱) دو پروبیت جداگانه، (۲) مدل‌های پروبیت دوگانه برای پوشش بیمه و ریسک، و مدل‌های داده‌های شمارا برای تعداد تصادفات و

1. Rothschild & Stiglitz
2. Arnott & Stiglitz
3. Chassagnon & Chiappori
4. Puelz & Snow
5. Cohen
6. Hemenway
7. De Meza D., & D. Webb
8. Jullien, Salani´e, & Salani´e
9. Koufopoulos
10. Saito

(۳)آزمون‌های ناپارامتری برای بررسی وجود همبستگی بین ریسک و پوشش بیمه و سپس تشخیص جهت این همبستگی.

در دسته اول کارهایی چون چیاپوری و سلنی (۲۰۰۰) قرار دارد، تکنیک‌های مورد استفاده در کار ریچاردیو[1] (۱۹۹۹) و کوهن (۲۰۰۵) از جمله روش‌هایی است که در دسته دوم قرار می‌گیرد و آزمون‌های ارائه شده در چیاپوری و سلنی (۲۰۰۰) و چیاپوری (۲۰۰۰) رویکرد سوم را دارند.

اولین کار انجام شده در ایران در حوزه بررسی کارایی سیستم بیمه ایران و آزمون اطلاعات نامتقارن، کار انجام شده مطلبی (۱۳۸۲) است. در این تحقیق، وجود ناکارایی در بازار بیمه ایران از طریق آزمودن ضریب کژگزینی، مورد بررسی قرار گرفته است و ضریب کژگزینی (نسبت لگاریتم تعداد خسارت به لگاریتم تعداد بیمه‌نامه) برای انواع قراردادهای بیمه (بیمه آتش‌سوزی، بیمه بدنه خودرو و ...) شرکت‌های بیمه ایران، البرز، آسیا و دانا در طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۹ محاسبه شده و یافته‌ها نشان‌دهنده افزایش این ضریب و بنابراین افزایش ناکارایی در بازار بیمه ایران است. عبدلی (۱۳۸۵)، از حیث بررسی کارایی بیمه اتومبیل با رویکرد پارامتری و پرداختن به مفهوم قرادادهای سازگار اطلاعاتی جدی‌ترین نوشتار در این قلمرو می‌تواند ارزشیابی شود. در این تحقیق، احتمال خسارت، نسبت خسارت و مبلغ کل خسارت به تعداد حوادث در بیمه شخص ثالث بیمه اتومبیل و سپس همه ارقام ذکر شده در کل پرتفوی شرکت بیمه ایران در سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۱ محاسبه شده و نتایج آن نشان‌دهنده افزایش این نسبت‌ها در طول زمان است که به معنی ناکارا بودن بیمه اتومبیل ایران می‌باشند. در این تحقیق، معادله حق بیمه بر اساس ویژگی‌ها و مشخصه‌های ریسکی از قبیل احتمال حادثه فرد، جنس، سن، تحصیلات و ... محاسبه شده و معادله میزان ریسک فرد نیز با استفاده از این مشخصات و درآمد فرد که یک نماینده برای میزان ریسک‌گریزی وی است با استفاده از معیار ریسک‌گریزی نسبی برآورد شده‌اند. یافته‌های آن نشان می‌دهد که مشخصه‌های ریسکی فرد نقشی در قیمت‌گذاری بیمه نداشته است. این نتایج نشان‌دهنده وجود کژگزینی در بیمه اتومبیل ایران و ناکارایی سیستم قیمت‌گذاری است.

به طور خلاصه کارهای انجام شده، نمایانگر آن است که به علت طبقه‌بندی‌های درست ریسک افراد و ارائه قراردادهای مناسب برای هر دسته از افراد، همبستگی مثبت میان ریسک و پوشش بیمه، غالباً وجود نداشته و در بازار بیمه اتومبیل این کشورها، اطلاعات نامتقارن مربوط به ریسک تأیید نمی‌گردد. در بازار بیمه ایران، کارهای انجام شده، با رویکرد پارامتری بوده و در آن‌ها، توجهی به ساختار انحصار چند جانبه ایران که آزمون‌های مخصوص به خود را دارد، نشده است. در

1. Richaudeau

این کارها، همبستگی مثبت میان ریسک و پوشش بیمه مشاهده می‌شود که به عنوان علامت وجود اطلاعات نامتقارن و ناکارایی سیستم قراردادهای بیمه ایران تفسیر شده است.

۲- ملاحظات اقتصاد سنجی و روش‌های آزمون فرضیه‌ها

برای انجام آزمون استقلال شرطی پوشش و ریسک به پیروی از چیاپوری و سلنی (۲۰۰۰)، چیاپوری و ژولین (۲۰۰۴) و سایتو (۲۰۰۶) از دو رهیافت آزمون پارامتریک پروبیت دوگانه و آزمون ناپارامتریک چی‌دو استفاده می‌شود. در این بخش، ابتدا به بیان ادبیات اقتصادسنجی روش‌های مختلف تخمین پرداخته و سپس آماره‌های آزمون به کار گرفته شده در هر یک از این چارچوب‌ها توضیح داده می‌شود.

۲-۱- پروبیت دوگانه

مدلسازی پروبیت به سادگی می‌تواند به بیش از یک معادله به ظاهر غیر مرتبط گسترش داده شود، که در آن جزء اخلال این معادلات با هم، همبسته بوده و ضریب همبستگی آن‌ها $corr(\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2} \mid x_{i1}, x_{i2}) = \rho$ و $\varepsilon_{i1} \sim N(0,1)$ است.

$$y_i^* = \mathbf{x}_{1i}\boldsymbol{\beta}_1 + \varepsilon_{1i} \quad , y_i = 1 \quad if \;\; y_i^* > 0 \qquad \text{معادله پوشش بیمه} \qquad (۱-۲)$$

$$z_i^* = \mathbf{x}_{2i}\boldsymbol{\beta}_2 + \varepsilon_{2i} \quad , z_i = 1 \quad if \;\; z_i^* > 0 \qquad \text{معادله ریسک} \qquad (۲-۲)$$

برای ساختن تابع لگاریتم راست‌نمایی، دو متغیر جدید تعریف می‌کنیم:

$$q_{i1} = 2y_i - 1; \quad q_{i2} = 2z_i - 1$$

بنابراین اگر: $y_i = 1, z_i = 1$ باشد، آنگاه $q_{ij} = 1$ و اگر $y_i = 0, z_i = 0$ باشد، $q_{ij} = -1$ برای $j = 1,2$ است. اکنون قرار می‌دهیم؛

$$z_{ij} = x_{ij}\beta_j \; ; \; w_{ij} = q_{ij} z_{ij} \; ; \; \rho_i^* = q_{i1} q_{i2} \rho$$

اندیس 2 در Φ_2 برای تأکید بر دو متغیره بودن توزیع مشترک نرمال استاندارد است. در غیر این صورت اگر تابع $\phi(.)$ یا $\Phi(.)$ بدون اندیس باشد، اشاره به تابع چگالی و توزیع یک متغیر نرمال استاندارد[۱] خواهیم داشت.

احتمال $y = y_i$ و $z = z_i$ به شرط $\mathbf{x}_1$ و $\mathbf{x}_2$ که وارد تابع راست‌نمایی می‌گردد و عبارت است از:

$$p(Y = y_i, Z = z_i \mid \mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2) = \Phi_2(w_{1i}, w_{1i}, \rho_i^*)$$

$$\log L = \sum_{i=1}^{N} ln\Phi_2(w_{i1}, w_{i2}, \rho_i)$$

۱. تابع احتمال نرمال دو متغیره عبارت است از $\Pr(X_2 < x_2, X_2 < x_2) = \int_{-\infty}^{x_2}\int_{-\infty}^{x_1} \Phi_2(z_1, z_2, \rho) dz_1 dz_2$

اگر $\rho_i^* = 0$ باشد آنگاه تابع راست‌نمایی بالا به صورت لگاریتم حاصل جمع دو تابع راست‌نمایی مستقل از هم به دست می‌آید. زمانی به این این دو معادله پروبیت به ظاهر نامربوط، یک مدل پروبیت دوگانه گفته می‌شود که، اجزاء اخلال دو رابطه بالا همبسته باشند. حال توزیع اجزاء اخلال را نرمال فرض می‌کنیم. پس برای بردار ستونی اجزاء اخلال این دستگاه دو معادله‌ای توزیع نرمال دوگانه (دو متغیری) را خواهیم داشت.

$$F(\varepsilon_i, \eta_i) = N_2[(0,0),(1,1),\rho], \quad -1 < \rho < 1. \qquad (۳-۲)$$

که در آن، ρ ضریب همبستگی بین اجزاء اخلال با امید ریاضی صفر و واریانس یک، دو معادله پروبیت است. حال، احتمال حادثه مشترک $y_i = z_i = 1$ برابر از رابطه (۲-۱) به دست می‌آید که در آن، $\Phi_2[c_1, c_2, \rho]$ تابع توزیع تجمعی نرمال دومتغیری است و لگاریتم تابع احتمال مشترک رخدادهای مشاهده‌شده می‌باشد که به صورت رابطه (۲-۳) است.

$$\Pr(y_i = 1, z_i = 1 \mid \mathbf{x}_{1i}, \mathbf{x}_{2i}) = \Phi_2[\mathbf{x}_{1i}\boldsymbol{\beta}_1, \mathbf{x}_{2i}\boldsymbol{\beta}_2, \rho]$$

$$\ln L = \sum_{i=1}^{N} \Phi_2\left[(q_{i1}\mathbf{x}_{1i}\boldsymbol{\beta}_1), (q_{i2}\mathbf{x}_{2i}\boldsymbol{\beta}_2), (q_{i1}q_{i2}\rho)\right]$$

که در آن، $\boldsymbol{\beta}_1$ و $\boldsymbol{\beta}_2$ توابع پیچیده‌ای از پارامترهای مدل و بردار داده‌ها هستند. فرض صفر مورد آزمون، در ادبیات اطلاعات نامتقارن در بازار بیمه، به صورت $H_0 : \rho = 0$ است، که با آماره ضریب لاگرانژ به‌دست آمده توسط کیفر[1] (۱۹۸۲) آزمون می‌شود:

$$\lambda_{\mathrm{LM}} = \left\{ \sum_{i=1}^{N} \left[q_{i1} q_{i2} \frac{\phi(\mathbf{x}_{1i}\boldsymbol{\beta}_1)\phi(\mathbf{x}_{2i}\boldsymbol{\beta}_2)}{\Phi(q_{i1}\mathbf{x}_{1i}\boldsymbol{\beta}_1)\Phi(q_{i2}\mathbf{x}_{2i}\boldsymbol{\beta}_2)} \right] \right\}^2$$

$$\Big/ \sum_{i=1}^{N} \left\{ \frac{[\phi(\mathbf{x}_{1i}\boldsymbol{\beta}_1)\phi(\mathbf{x}_{2i}\boldsymbol{\beta}_2)]^2}{\Phi(\mathbf{x}_{1i}\boldsymbol{\beta}_1)\Phi(-\mathbf{x}_{1i}\boldsymbol{\beta}_1)\Phi(\mathbf{x}_{2i}\boldsymbol{\beta}_2)\Phi(-\mathbf{x}_{2i}\boldsymbol{\beta}_2)} \right\}$$

که تحت فرضیه صفر، دارای توزیع χ^2است و تخمین دو معادله پروبیت به طور مجزا در صورت برقراری فرض استقلال شرطی معتبر است. اما در صورتی‌که فرضیه آلترناتیو برقرار باشد (همبستگی معنی‌دار بین ریسک و پوشش بیمه) آنگاه برای آزمون استقلال یا عدم استقلال متغیرهای تصمیم (انتخاب سطح پوشش بیمه و ریسک افراد)، از یک پروبیت دو گانه استفاده می‌شود.

۲-۲- توزیع‌های ناپارامتری

در این قسمت، چگونگی استخراج هسته (کرنل) چگالی توزیع تجربی معرفی می‌شود، که هدف آن به دست آوردن توزیع آماره‌های آزمون ناپارامتری است و به وسیله فرضیه برابری توزیع این آماره آزمون با توزیع نرمال $N(0,1)$ آزمون می‌شود. در تخمین‌های پارامتری به علت در نظر

1. Kiefer

گرفتن فرم تابعی خاص بین متغیرهای وابسته y و z و متغیرهای برونزای x، تورش تصریح وجود دارد و در صورت وجود همبستگی مثبت، ممکن است این همبستگی جعلی باشد. از این رو برای دستیابی به یک استنتاج مستحکم، از آزمون‌های ناپارامتری که هیچ توزیع خاصی برای متغیر تصادفی مورد مطالعه y در نظر نمی‌گیرند، استفاده می‌کنیم.

فرض کنید یک نمونه تصادفی هم توزیع $y_1, y_2, ..., y_n$ داریم. که این n مشاهده در ناحیه R قرار دارند. برای مثال اگر y_i ها وقوع یا عدم وقوع تصادف باشند، R همان [0,1] خواهد بود. آنگاه اگر هر بار یک نمونه K_n تایی از این نمونه را طبق الگوریتم خاصی انتخاب کنیم، احتمال اینکه این K مشاهده در فضای R قرار بگیرند برابر است با:

$$\Phi_2(z_1, z_2, p) = \exp[-(1/2)(x_1 + x_2 - \rho x_1 x_2)/(1-\rho)]/2\pi(1-\rho)$$
$$P_k = C_n^k P^k (1-P)^{n-k}$$

که در آن:

$$P = \int_R p(x)dx \;\; ; \quad E[k] = nP$$

به عبارتی P، همان توزیع متوسط هموار[1] تابع چگالی $p(x)$ است. بنابراین یک تخمین خوب برای P ، همان k/n خواهد بود. حال اگر حول یک نقطه x داخل ناحیه R را در نظر بگیریم، (اگر x یک بعدی باشد، R یک بازه است پس حجم ناحیه محصور در داخل R یک پارامتر h خواهد بود که این پارامتر را پارامتر هموارسازی می‌نامیم). از این به بعد y_i را متغیر وقوع یا عدم وقوع تصادف برای فرد iام در نظر می‌گیریم، در این صورت داریم:

$$\int_R p(y)dy \cong P(y)h$$

که h طول بازه R است. بنابراین داریم:

$$p(x) \cong \frac{k}{n} \Big/ h$$

بنابراین، به دست می‌آید:

$$P/h = \int_R p(y)dy \Big/ \int_R dy$$

حال فرض کنید بخواهیم توزیع ناپارامتری y_i را حول نقطه y با استفاده از ناحیه‌های $R_1, R_2, ...$ در برگیرنده y به دست آوریم. هر کدام از این نواحی توسط یک تابع کرنل به دست می‌آید. در این صورت اگر K_n تعداد افرادی باشند که متغیر y_i آن‌ها در داخل ناحیه R_n قرار می‌گیرد، داریم:

1. Smoothed Average Density Function

$$P_n(y) = \frac{k_n}{n} \Big/ h$$

توزیع کرنل[1]، مستطیل‌های[2] هیستوگرام را با برآمدگی‌های هموار[3] جایگزین می‌کند. هموارسازی به این طریق صورت می‌گیرد که به مشاهدات y_i که دورتر از y باشند وزن کمتری داده می‌شود. حال تابع کرنل یک تابع وزن دهی است که شکل برآمدگی‌ها و تعداد افرادی که هر بار در ناحیه R_n می افتند را مشخص می‌کند.

ایپنچینف $K(u) = (3/4)(1-u^2) I(|u| \le 1)$

یکنواخت $K(u) = (1-|u|)(I(|u| \le 1)$

نرمال $K(u) = (1/\sqrt{2n}) \exp(-0.5u^2)$

حال تابع توزیع متغیر y_i حول نقطه y به صورت زیر به دست می‌آید:

$$P(y) = (1/hn) \sum_{i=1}^{n} K\left((y - y_i)/h\right)$$

که در آن h، پهنای باند[4] نام دارد و کنترل‌کننده میزان هموواری توزیع است. همانطور که از معادله بالا مشخص است هرچه h بیشتر باشد توزیع به دست آمده هموارتر خواهد بود. این h می‌تواند توسط خود پژوهشگر در تخمین تعیین شود و یا همان پهنای باند سیلورمن باشد که پهنای باند بر اساس داده هاست و در آن h برابر است با:

$$h = 0.9kn^{-1/5} \min\{s, r/1.34\}$$

که در آن r، تفاوت کوانتیل اول و سوم s دامنه بین کوانتیل‌ها و n حجم مشاهدات است. با استفاده از این الگوریتم تابع توزیع کرنل متغیرها بدون در نظر گرفتن هیچ فرم تابعی خاص برای آن‌ها به دست آمده و با استفاده از آزمون‌های ناپارامتری فرضیه مختلف آزمون می‌شوند.

۲-۳- آزمون‌ها و فرضیه‌ها

در این قسمت، به بیان جزئیات تکنیکی آماره‌های آزمون مختلف موجود برای آزمون اطلاعات نامتقارن (فرضیه همبستگی مثبت) در بازارهای بیمه، می‌پردازیم.

---

1. Kernel Density
2. Boxes
3. Smoothed Bamps
4. Band Width

۲-۳-۱- آزمون استقلال شرطی

در این رویکرد، دو معادله پروبیت برای (۲-۱) و (۲-۲) به صورت هم‌زمان تخمین زده شده و اجزاء اخلال ε_i, η_i محاسبه می‌شود. آنگاه به هر فرد وزن w_i داده می‌شود که در آن w_i تعداد روزهایی است که فرد تحت پوشش بیمه قرار دارد و آماره آزمون زیر محاسبه می‌گردد:

$$w = \left(\sum_{i=1}^{n} w_i \hat{\varepsilon}_i \hat{\eta}_i\right)^2 \Big/ \sum_{i=1}^{n} w_i^2 \hat{\varepsilon}_i^2 \hat{\eta}_i^2 \qquad (۴-۲)$$

در این آزمون، فرضیه‌های صفر $\rho = cov(\varepsilon_i, \eta_i) = 0$ است. این آماره آزمون تحت فرضیه H_0 (استقلال شرطی)، توزیع $\chi^2(1)$ دارد. اگر مقدار این آماره از مقدار بحرانی بزرگ‌تر باشد فرضیه استقلال شرطی رد شده و این دو معادله یعنی انتخاب نوع قرارداد بیمه و پوشش ریسک افراد با هم، همبستگی داشته و جهت همبستگی را علامت ضریب همبستگی نشان خواهد داد.

۲-۳-۲- آزمون کولموگروف - اسمیرنف[1]

روش آزمون پارامتریک پروبیت دوگانه، اولاً به طور قابل توجهی به تعداد متغیرهای مستقل زیاد وابسته بوده و از سوی دیگر تنها به روابط خطی میان متغیرهای مشاهده ناپذیر ریسک و پوشش محدود است، از سوی دیگر نرمال بودن اجزای اخلال دو مدل رگرسیونی یاد شده یک فرض اساسی است که امکان برقراری آن در بیشتر موردهای تجربی چندان محتمل نیست. از این رو، به عنوان یک روش جایگزین آزمون وجود عدم تقارن اطلاعاتی در میان بیمه‌گران و بیمه‌گزاران برای کنترل استحکام نتایج آزمون‌ها، از روش‌های آزمون ناپارامتریک استقلال نیز استفاده می‌شود (چیاپوری و سلنی ۲۰۰۰ و سایتو ۲۰۰۶). به این منظور، ابتدا m متغیر برونزای توضیحی مجازی را که در تخمین‌ها بیشترین میزان توضیح‌دهندگی و معناداری را برای متغیرهای z و y داشته‌اند را در نظر می‌گیریم. مانند جنسیت مالک یا (راننده)، جوان بودن او، قدرت ماشین و ... . آنگاه 2^m حالت مختلف وجود خواهند داشت و بنابراین $2^m = M$ سلول تعریف می‌شود که در داخل آن افراد با مشخصات یکسان قرار می‌گیرند. این متغیرها در حقیقت، رده‌های ریسک افراد را مشخص می‌کنند و ما در داخل این سلول‌ها افرادی که دارای ریسک یکسانی هستند را قرار می‌دهیم. ساختار هر یک از این سلول‌ها می‌توانند به شکل جدول

1. Kolmogrov- Smirnov Test

(۲-۱) نشان داده شوند. این ساختار در ساختن آزمون ناپارامتریک استقلال z و y مورد استفاده قرار می‌گیرد.[۱]

جدول(۲-۱): آزمون استقلال

جمعیت	$Z_i = 0$	$Z_i = 1$
$y_i = 0$	N_{00}	N_{01}
$y_i = 1$	N_{10}	N_{11}

حال به کمک مؤلفه داخل هر سلول، تعریف می‌کنیم که، $j=0,1$ ، $N_{.j}=N_{0j}+N_{1j}, N_{j.}=N_{j0}+N_{j1}$ و $N_{..}=N_{.0}+N_{.1}$ آنگاه آماره آزمون زیر را تعریف می‌کنیم:

$$T_m = \sum_{j,k=0,1}[N_{jk} - (N_{j.}N_{.k}/N_{..})]^2 / N_{jk},\ m=1,2,...,M \qquad (۵-۲)$$

اگر z_i و y_i در داخل سلول مورد بررسی ثابت باشند، طبق فرض صفر (استقلال شرطی) باید داشته باشیم که، T_m دارای توزیع $\chi^2(1)$ است. بنابراین $2^m = M$ آماره T_m خواهیم داشت. برای آزمون فرضیه صفر (استقلال y_i, z_i) راه‌های متفاوتی وجود دارد. آماره آزمون کولموگروف - اسمیرنف، برابری توزیع تجربی یک نمونه را با یک توزیع آماری خاص آزمون می‌کند. طبق قضیه گلیونکو - کانتالی داریم: اگر $F_n(y)$ توزیع تجربی در نقطه y (همان توابع توزیع به دست آمده در قسمت قبل در هر مرحله برای نمونه تصادفی $y_0, y_1, ..., y_n$ با توزیع نظری $F(y)$ باشد آنگاه داریم: برای هر $\varepsilon > 0$،

$$\lim_{n\to\infty} P(\sup_{y\in R} | F_n(y) - F(y) | > \varepsilon) = 0$$

یعنی به عبارتی، با بزرگ شدن n، توزیع تجربی یعنی $F_n(y)$ در احتمال به توزیع تئوری یعنی $F(y)$ می‌گراید. در این صورت، آماره آزمون زیر که آماره آزمون ناپایداری کولموگروف - اسمیرنف است، به دست می‌آید.

$$K = \sqrt{M}\ \sup | \hat{F}_M(y) - F(y) | \qquad (۶-۲)$$

که در آن $\hat{F}_m(y)$ همان توزیع تجربی به دست آمده حول y و $F(y)$ تابع توزیع تجمعی توزیع $\chi^2(1)$ (در این آزمون) می‌باشد. هرگاه مقدار تابع نمونه‌ای به دست آمده، از مقدار بحرانی

---

۱. برای توضیح بیشتر، فرض کنید تعداد متغیرهای برونزای با مقادیر ۰ و ۱ برابر با ۴ باشد. آنگاه ۱۶ سلول برای مقادیر $(x_{1i}, x_{2i}, x_{3i}, x_{4i})$ ایجاد می‌گردد که در اولین سلول مقادیر (۰۰۰۰) در سلول دوم (۰۰۰۱) در سلول سوم (۰۰۱۰) و به همین ترتیب در سلول پانزده (۱۱۱۰) و سرانجام در سلول آخر مقادیر متغیرهای برونزا (۱۱۱۱) خواهد بود. اکنون می‌توانیم هریک از این خانه‌ها را به صورت جدول (۴-۱) تجزیه کنیم. در این جدول برای خانه اول N_{00} تعداد افرادی است که برای آن‌ها $z_i = 0$ و $y_i = 0$ بوده و تمام متغیرهای برونزا ارزش صفر را انتخاب می‌کنند.

آماره آزمون کولموگروف - اسمیرنف بزرگ‌تر باشد (آزمون شرطی یک‌طرفه)، فرضیه برابری تابع توزیع، با توزیع موردنظر رد می‌شود.

علاوه بر این تابع نمونه‌ای آزمون S به صورت مجموع توابع نمونه‌ای T_m به صورت $s = \sum_{m=1}^{M} T_m$ برای آزمون استقلال شرطی داخل سلول‌ها محاسبه می‌شود. این آماره تحت فرضیه استقلال شرطی دارای توزیع $\chi^2(M)$ می‌باشد. هر گاه مقدار آماره آزمون S از مقدار بحرانی توزیع $\chi^2(M)$ بیشتر باشد، آنگاه فرضیه استقلال شرطی y و z رد می‌شود.

۲-۳-۳- آزمون χ^2 مجموع دفعات رد فرضیه صفر (آماره W)

در داخل هر سلول اگر مقدار آماره آزمون T_m بزرگ‌تر بود از مقدار بحرانی ۵٪ برای $\chi^2_{(1)}$ یعنی بزرگتر از $T > 3.84$ در این صورت فرضیه H_0 رد می‌شود. سپس تعداد دفعات رد فرضیه H_0 را که یک توزیع دوجمله‌ای $B(M,0.05)$ تحت زمینه H_0 استقلال شرطی دارد، شمارش می‌شود. بنابراین تعداد دفعات رد فرضیه H_0 (استقلال شرطی) باید دارای توزیع دوجمله‌ای $B(M,0.05)$ باشد. هر گاه تعداد فرضیه H_1 از مقدار بحرانی ۵٪ یک توزیع $B(M,0.05)$ بزرگ‌تر باشد، فرضیه استقلال شرطی رد می‌شود.

۲-۳-۴- آزمون ناپارامتری فرضیه انتظارات واقعی

در مقاله چیاپوری و همکاران (۲۰۰۶)، با پذیرش سه فرض بنیادین ترجیحات مستقل از موقعیت، ریسک‌گریز بودن افراد بیمه شده و برقراری انتظارات واقعی، یک روش ناپارامتریک برای ساختن توابع نمونه‌ای آزمون فرضیه عدم تقارن اطلاعاتی ارائه می‌شود. فرض انتظارات واقعی به این معنی است که افراد بیمه شده از وضعیت ریسک خود اطلاع دقیق دارند. این فرض یک فرض قوی بوده، ولی برای معتبر بودن نتایج آزمون تقارن اطلاعاتی ارائه شده توسط چیاپوری و دیگران (۲۰۰۶) باید برقرار باشد. از این رو در ابتدا برقرار بودن آن از طریق یک آماره آزمون ناپارامتری آزمون می‌شود. در صورت درستی این فرض می‌توان فرض وجود اطلاعات نامتقارن را با استفاده ازآماره آزمون ناپارامتری ارائه شده در این مقاله آزمون کرد. برای انجام آزمون فرضیه انتظارات واقعی، آماره آزمون زیر محاسبه می‌شود:

$$T_1(X) = P_2 - P_1 - q_1(x)\ (R_2 - R_1) \qquad (۷-۲)$$

که در آن P_i حق بیمه قرارداد بیمه C_i و $q_1(x)$ احتمال تصادف افراد در کلاس ریسک به دست آمده توسط متغیرهای برونزای x که قرارداد بیمه C_1 را انتخاب کرده‌اند. برای محاسبه $T_1(x)$ ابتدا متغیرهایی برونزای صفر و یک x را انتخاب می‌کنیم. این متغیرها، متغیرهایی هستند

که میزان معنی‌داری بیشتری داشته و بیشترین نقش را در تعیین رده‌های ریسک دارند. حال اگر تعداد m متغیر را انتخاب کنیم تعداد $2^m = M$ سلول خواهیم داشت که درون هر کدام از این سلول‌ها، مقادیر x ثابت است و افرادی‌که داخل این سلول‌ها قرار می‌گیرند از نظر مشخصات ریسکی مشابه هستند. حال درون هر کدام از این سلول‌ها $q_1(x)$ را محاسبه می‌کنیم که همان نسبت افرادی است که در سال ۸۵ تصادف داشته و قرارداد با پوشش‌های اصلی را انتخاب کرده‌اند. سپس آماره $T_1(x)$ را محاسبه و آن را به انحراف معیار خود تقسیم می‌کنیم. تحت فرضیه H_0، انتظارات واقعی برقرار نیست و این آماره دارای توزیع $N(1,0)$ است. این فرضیه را می‌توان از با به دست آوردن تابع توزیع ناپارامتری $T_1(x)$ و مقایسه آن با تابع توزیع نرمال استاندارد آزمون کرد.

۲-۳-۵- آزمون فرضیه اطلاعات نامتقارن بر اساس آزمون ناپارامتری چیاپوری و همکاران

آزمون ارائه شده در این قسمت، تنها در صورت برقراری فرضیه انتظارات واقعی اعتبار دارد. زیرا پایه‌های نظری ارائه شده برای به دست آوردن این آماره آزمون، بر اساس فرض‌هایی است که یکی از قوی‌ترین آن‌ها، همان فرضیه انتظارات واقعی است. این آزمون در هر دو چارچوب بازار رقابتی و بازارهای همراه با قدرت بازار (مثل بازار ایران که این بازار بیمه انحصار چندجانبه است) معتبر است. به این معنا که فرض می‌شود، درجه ریسک‌گریزی افراد در داخل متغیرهای برونزای x که قابل مشاهده هستند وجود دارد و بنابراین افراد علاوه بر مشخصات ریسکی، بر اساس میزان ریسک‌گریزی نیز طبقه‌بندی شده‌اند. آن‌گاه:

$$u^{\theta}(w,F) = a^{\theta}(F,v,w) - c^{\theta}(F)$$

$$\int w_1(L)dG_1(L) \geq \int w_2(L)dG_2(L)$$

که در آن $G_1(C)$ توزیع ادعای خسارت تحت قرارداد C_1 است و داریم:

$$w_c(L) = v(-L + R_i(L) - P_i)$$

که در آن L همان خسارت وارده و w مقدار ثروت فرد است و $R_i(L)$ میزان خسارت پرداختی توسط شرکت بیمه برای افرادی‌که قرارداد نوع i را انتخاب کرده‌اند و P_i حق بیمه قرارداد i. در این‌صورت خواهیم داشت:

$$\int w_2(L)dF_2(L) \geq \int w_1(L)dF_2(L)$$

$$\int (w_2(L) - w_1(L)(dF_2(L) - dF_1(L) \geq 0$$

$w_2 - w_1$ از جایی به بعد، مثبت است (بدون توجه به میزان خسارت L)، به عبارتی F_2 یا توزیع خسارت افرادی که قرارداد C_2 را انتخاب کرده‌اند وزن بیشتری در خسارت‌های بالا و وزن

کمتری در خسارت‌های پائین‌تر دارند. بنابراین یک مفهوم عمومی‌تر از خاصیت همبستگی مثبت برقرار خواهد بود، و در حالتی که $L \in \{0, \bar{L}\}$ باشد آنگاه داریم:

$$q_1 \leq q_2$$

بنابراین داخل هر سلول مقادیر $q_1(x)$، $q_2(x)$ و انحراف معیار هر کدام و $T_2(x) = q_2(x) - q_1(x)$ را محاسبه کرده و T_2 را به انحراف معیار آن تقسیم می‌کنیم. سپس آماره $t_2 = T_2(x) / \sigma(T_2(x))$ به دست می‌آید که در آن به هر کدام از مقادیر، استاندارد شده وزن تعداد افرادی که درون سلول وجود دارند را می‌دهیم. اگر توزیع کرنل این آماره، در سمت راست توزیع نرمال $N(0 و 1)$ باشد، یعنی فرضیه H_0 (استقلال z_i, y_i) نقض شده و جهت همبستگی بسته به اینکه عدد توزیع سمت راست یا چپ توزیع $N(0 و 1)$ باشد تعیین می‌شود.

۳- معرفی داده‌ها و تعریف نمادها

در این بخش، با استفاده از مبانی نظری و چارچوب‌های ارائه شده در بخش‌های‌قبل، به ارائه نتایج حاصل از محاسبات با یک نمونه شامل ۶۹۵۵۳ بیمه‌گزار بیمه بدنه شرکت بیمه ایران، می‌پردازیم. ابتدا به تشریح ساختار بیمه بدنه خودرو در شرکت بیمه ایران (قوانین بیمه را بیمه مرکزی تعیین می‌کند. بنابراین، این ساختار و قوانین، برای همه شرکت‌های بیمه برقرار است) پرداخته و سپس، داده‌های مورد استفاده را معرفی می‌کنیم.

۳-۱- متغیرهای به کار گرفته‌شده

تعداد مشاهدات یا افرادی‌که در این مجموعه برای آزمون استفاده شده‌اند، ۶۹۵۵۳ بیمه‌گزار می‌باشند که از این میان، تعداد ۱۱۲۹۰ نفر در مدت قرارداد یک‌ساله، دچار خسارت یا تصادف رانندگی هستند. داده‌ها مربوط به بیمه‌گزارانی است که در ماه‌های متفاوت سال ۸۵ با شرکت بیمه ایران قرارداد یک ساله بسته‌اند. بنابراین رفتار ریسکی (وقوع یا عدم وقوع حادثه رانندگی برای آن‌ها) در طول یک سال مشاهده شده است. متغیرهایی که از این شرکت برای ۶۹۵۵۳ بیمه‌گزار گرفته شده است شامل متغیرهای زیر می‌باشد:

۱- متغیرهای دموگرافیک خریداران: سن و جنس بیمه‌گزار؛

۲- مشخصات رانندگی خریدار: سال اخذ گواهینامه فرد، جوان بودن راننده(آیا سابقه سه سال رانندگی دارد؟)، اینکه آیافرد در سال گذشته خود را بیمه بدنه کرده است یا خیر؛

۳- مشخصات اتومبیل بیمه‌گزار: کد سیستم، تعداد سیلندر، ارزش بیمه‌شده (شاخصی برای قیمت اتومبیل) و سال ساخت اتومبیل؛

۴- مشخصات قرارداد بیمه‌ای فرد: پوشش بیمه انتخاب شده توسط فرد؛ اینکه فرد پوشش‌های اصلی بیمه(خسارت جزئی و کلی و سرقت کلی و جزیی) به تنهایی یا پوشش‌های اضافی شامل: سرقت قطعات درجا، بلایای طبیعی، غرامت تعمیرگاه، نوسانات قیمت و مواد شیمیایی را نیز انتخاب کرده است (انتخاب هر کدام یا همه یا مجموعه‌ای از پوشش‌های اضافی همراه با پوشش‌های اصلی برای بیمه‌گزار اختیاری است)، حق بیمه پرداختی توسط فرد به شرکت بیمه برای هر یک از پوشش‌های بیمه انتخابی و در کل حق بیمه سالیانه فرد؛

۵- مدت قرارداد: شامل تاریخ آغاز و پایان قرارداد بیمه؛

۶- ریسک تحقق یافته ثبت شده بیمه‌گزار توسط بیمه‌گر: آیا سال قبل (در صورتی‌که فرد سال گذشته نیز خود را در این شرکت، بیمه کرده باشد) تصادف داشته است؟، اینکه در طول دوره مورد بررسی بیمه‌گزار تصادف داشته است یا خیر، غرامت پرداخت شده توسط بیمه‌گر به بیمه‌گزار (در صورت بروز تصادف)، تخفیف عدم خسارت فرد بیمه‌گزار؛

۷- کد سیستم وسیله نقلیه: کدی را نشان می‌دهد که بر اساس آن نوع اتومبیل بیمه‌شده را می‌توان شناسایی کرد. شماره بالاتر نشانگر وسایط نقلیه سبک‌تر است.

۸- متغیر تخفیف عدم خسارت: میزان تخفیف تعلق‌گرفته به فرد را به علت عدم خسارت در سال‌های قبل که تحت پوشش بیمه این شرکت یا شرکت‌های دیگر بوده است را نشان می‌دهد. بنابراین سابقه بیمه بدنه فرد و تعداد سال‌هایی از میان را که فرد خسارت نداشته یا خسارت را گزارش نکرده را نشان می‌دهد. به این ترتیب که؛ خسارت ۲۵٪ برای یک سال سابقه بیمه بدون خسارت ۳۵٪ دو سال، ۴۵٪ سه سال و ۶۰٪ چهار سال سابقه بیمه بدنه بدون خسارت؛

۹- میزان خسارت پرداختی به فرد در صورت بروز تصادف: از فرمول، استهلاک – فرانشیر – خسارت مطالبه شده محاسبه می‌شود که استهلاک از ابتدای سال چهارم پس از ساخت اتومبیل کسر می‌شود، بنابراین این متغیر همان $R(L)$ خواهد بود.

۳-۲- تعریف نمادها

iv_1: برابر با ۱ است هرگاه سن فرد بیمه‌گزار (راننده)، بزرگ‌تر یا برابر با ۳۵ سال باشد و برابر با ۰ است هرگاه سن فرد کمتر از ۳۵ سال باشد. علت انتخاب ۳۵، هم ادبیات تجربی است و هم اینکه میانه سن بیمه‌گزاران ۳۵ سال است و سن بالاتر از آن را می‌توان به طور نسبی در این جمعیت به عنوان سن بالا تعبیر شود. این متغیر، شاخصی برای ارزیابی اینکه آیا فرد راننده جوان است یا خیر؛

iv_2: برابر با ۱ است هرگاه بیمه‌گزار یک شخص حقوقی یا مرد باشد و در غیر این صورت برابر با صفر است. علت اینکه برای شخص حقوقی هم عدد ۱ در نظر گرفته شده است، آن است که رانندگان اتومبیل‌های متعلق به شرکت‌ها، عموماً مرد هستند.

3 _ iv: آیا فرد بهترین تخفیف یا بهترین سابقه رانندگی را داشته باشد یا خیر، به عبارتی اگر فرد چهار سال پی‌درپی تصادف نکرده باشد (به عبارتی فرد از تخفیف ۶۰٪ به دلیل چهار سال سابقه بیمه بدون خسارت برخوردار باشد) برابر ۱ و در غیر این صورت برابر صفر است. از این متغیر به عنوان متغیری برای لحاظ کردن رتبه‌بندی تجربه استفاده شده است.

4 _ iv: برابر ۱ است هرگاه قیمت ماشین یا ارزش بیمه‌شده بزرگ‌تر یا مساوی یازده میلیون تومان، که میانه متغیر insuredv، است باشد و در غیر این صورت برابر صفر خواهد بود، از این متغیر به عنوان شاخصی برای ارزیابی گران یا ارزان بودن نسبی ماشین‌های بیمه‌شده استفاده شده است.

5 _ iv: برابر ۱ است هرگاه ماشین شش سیلندر باشد و برابر صفر است هرگاه چهار سیلندر باشد. از این متغیر به عنوان شاخصی برای محکم بودن یا نبودن اتومبیل استفاده شده است. برای مثال، کامیون شش سیلندر است و پیکان چهار سیلندر.

6 _ iv: برابر ۱ است هرگاه بیمه‌گزار مالک اتومبیل بیمه‌شده است و در غیر این صورت برابر با صفر، lastcover برابر ۱ است هرگاه فرد، سال قبل خود را در شرکت بیمه، بیمه بدنه کرده باشد و در غیر این صورت صفر.

7 _ iv: ۱ است هرگاه اتومبیل فرد مستهلک باشد یعنی سه سال یا بیشتر از ساخت آن گذشته باشد (یعنی در پرداخت خسارت مبلغی بابت استهلاک نیز کسر شود) و صفر است در غیر این صورت صفر.

acprob: وقوع یا عدم وقوع تصادف در دوره یک ساله مورد بررسی؛

bestexprate: که برابر ۱ است هرگاه فرد از تخفیف عدم خسارت ۶۰٪ برخوردار باشد یا به عبارتی چهار سال سابقه بیمه بدنه بدون تصادف داشته باشد و برابر با صفر در غیر این صورت می‌باشد؛

insuredv: ارزش بیمه‌شده است که همان ارزش ماشین و ارزش قطعات اضافی نصب شده روی ماشین می‌باشد و متغیری برای ارزیابی گران قیمت یا ارزان بودن ماشین است؛

prob1: برابر ۱ است هرگاه فرد قرارداد با پوشش‌های اضافی را انتخاب کرده باشد و در طول دوره مورد بررسی تصادف کرده باشد؛

drivingexp: تجربه رانندگی فرد که برابر (سال اخذ گواهینامه فرد، ۱۳۸۶) است و در صورتی‌که سال اخذ گواهینامه فرد را نداشته باشم (فرد تصادف نکرده باشد) میزان حداقل تجربه رانندگی فرد از روی تخفیف عدم خسارت تعلق گرفته به او محاسبه می‌شود و در صورتی که این متغیر نیز صفر باشد، در صورتی که فرد سال قبل خود را بیمه کرده باشد، تجربه رانندگی وی حداقل برابر با ۱ قرار داده شده است؛

yearofau: سال‌های عمر اتومبیل؛

noacdsic: تعداد تصادفات فرد در طول دوره قرارداد.

۳-۳- فضای آیین‌نامه‌ای و انتخاب‌ها در بازار بیمه بدنه اتومبیل ایران

علت انتخاب شرکت بیمه ایران و جمع‌آوری داده‌ها از این شرکت به عنوان یک نمونه برای ارزیابی کارایی صنعت بیمه ایران، آن است که برای مثال، در سال ۱۳۸۵ از بین بیست شرکت بیمه دولتی و خصوصی این شرکت ۵۲٪ سهم بازار را دارا بوده و ۳۳٪ مابقی سهم بازار به سه شرکت دولتی دیگر که به ترتیب سهم بازار عبارتند از: البرز، آسیا، و دانا متعلق بوده است و ۱۶ شرکت خصوصی تنها ۱۵٪ سهم بازار صنعت بیمه را به خود اختصاص داده بودند.

در بیمه اتومبیل که تمرکز این پژوهش بر آن است، دو نوع قرارداد بیمه بدنه پوشش‌های اصلی و بیمه تکمیلی داریم. در بیمه پوشش‌های اصلی که خطرات سرقت جزیی، تصادف کلی و جزیی و تصادم را پوشش می‌دهد. برای هر فرد در سالی‌که قرارداد امضاء شده است تنها برای سه بار تصادف و در صورتی‌که فرد مقصر باشد یا خیر، شرکت بیمه غرامت پرداخت خواهد کرد. برای بار اول، فرانشیز (نرخ مشارکت بیمه) ۱۰٪ خسارت اول (حداقل به میزان ۱۰۰/۰۰۰ تومان)، بار دوم، فرانشیز دو برابر فرانشیز اول (حداقل به میزان ۲۰۰/۰۰۰ تومان) و بار سوم، فرانشیز ۳ برابر فرانشیز اول (حداقل به میزان ۳۰۰/۰۰۰ تومان) می‌باشد. در ابتدای سال دوم و برای تمدید بیمه‌نامه، فرد در صورتی که سال قبل تصادفی نداشته باشد از ۲۵٪، در ابتدای سال سوم از ۳۵٪، در ابتدای سال چهارم از ۴۵٪ و در ابتدای سال پنجم از ۶۰٪ تخفیف برخوردار خواهد بود. بنابراین قراردادها به گونه‌ای تنظیم می‌شوند که یک فرد ریسک‌گریز و کم ریسک، تبدیل به یک مشتری تکراری برای شرکت بیمه شود و افراد پر ریسک، از این تخفیف‌ها برخوردار نخواهند بود.

بیمه تکمیلی که علاوه بر پوشش‌های اصلی بیمه پوشش‌های بیمه‌ای اضافی (ولی اختیاری) دارد شامل پوشش بیمه بلایای طبیعی، غرامت تعمیرگاه، پاشیده شدن مواد شیمیایی، سرقت قطعات درجا و پوشش بیمه‌ای نوسانات قیمت است. از مجموع مطالب بالا این طور بر می‌آید که سیستم قیمت‌گذاری بیمه بدنه در این شرکت، بر اساس یک سیستم مجازات و تشویق[1] است. به این ترتیب که قیمت بیمه از ضرب یک مقدار پایه که ربطی به مشخصات افراد ندارد، در یک ضریب مجازات / تشویق به دست می‌آید. در سال اول ضریب مجازات/تشویق برابر ۱ است و سپس برای سال اول که فرد بدون تصادف سپری کند، این ضریب ۰/۲۵ کاهش می‌یابد و در دو سال بعد ۰/۱۰ کاهش نسبت به سال قبل و در سال پنجم ۰/۱۵ درصد نسبت به سال قبل کاهش می‌یابد بنابراین بهترین ضریب رتبه‌بندی تجربه فرد، ضریب ۰/۴ است. این ضریب و ضریب پایه که مربوط به ویژگی‌های اتومبیل فرد بر اساس طبقه‌بندی‌هایی که خود شرکت بیمه از انواع اتومبیل دارد (قدرت اسب بخار ماشین، سایز ماشین، ارزش ماشین و ...) است.

1. Bonus / Malus

این طبقه‌بندها systemco نامیده می‌شود و سیاست یا معادله قیمت‌گذاری شرکت بیمه را تشکیل می‌دهند. در معادله تخمین ریسک افراد، تصادف‌هایی که فرد در آن‌ها مقصر بوده است را از آن‌هایی که مقصر نبوده مجزا می‌کنیم، زیرا تصادفات نوع دوم، حاوی سیگنال و اطلاعات در مورد میزان ریسک افراد هستند.

انتخاب توسط بیمه‌گزارانی‌که خود را بیمه بدنه می‌کنند، مسئله انتخاب بین قراردادهای معمولی و تکمیلی است. زیرا سطوح فرانشیز این قراردادها بر اساس خسارت و ثابت است و در صورت بروز خسارت، شرکت بیمه مبلغ کل خسارت منهای مجموع مبلغ فرانشیز و مبلغی که بابت استهلاک ماشین برای بیمه‌های جزئی (ماشین‌هایی با بیش از سه سال از عمر) و ارزش بازیافتنی برای بیمه‌های تکمیلی کسر می‌شود را پرداخت می‌کند، بنابراین معادله انتخاب افراد تنها یک معادله پروبیت دوگانه است.

۴- تخمین‌ها و تحلیل‌های تجربی

ابتدا با توجه به مقاله کوهن (۲۰۰۵) و چیاپوری و بقیه (۲۰۰۶) و ادبیات نظری مربوط به موضوع وجود اطلاعات نامتقارن، با استفاده از متغیر تجربه رانندگی، افرادی را که سابقه رانندگی (سابقه رانندگی به علت عدم وجود جمع‌آوری داده‌های مربوط به تجربه رانندگی بیمه‌گزاران توسط شرکت بیمه، با سابقه اخذ گواهینامه فرد یکسان در نظر گرفته شده است) دو سال یا کمتر را دارند، از نمونه خارج کرده و تمام محاسبات بعدی را برای رانندگان دارای سه سال تجربه رانندگی یا بیشتر انجام خواهیم داد. با انجام این کار، حجم نمونه به ۴۰۲۵۷ پرونده کاهش می‌یابد. سپس هفت متغیر صفر و یک را تعریف می‌کنیم که این متغیرها، با توجه به ادبیات تجربی و نظری، بیشترین میزان معنی‌داری را در تعریف متغیرهای وابسته احتمال وقوع تصادف و پوشش بیمه دارند. این متغیرها همان متغیرهای iv_1 تا iv_7 هستند. هدف ما مقایسه ریسک میان افرادی است که پوشش بیمه بیشتری دارند و افرادی که تنها پوشش‌های بیمه اصلی را خریده اند است، بنابراین تعریف ما از خسارت، خسارت‌هایی خواهد بود که اولاً، ناشی از ریسک راننده است (خسارت‌های مربوط به شکست شیشه، سیل و زلزله و ... با این تعریف، خسارت به حساب نمی‌آیند) و ثانیاً خسارت‌هایی است که تحت پوشش‌های اصلی نیز جبران می‌شوند، به عبارتی تنها خسارت‌های جزئی و کلی (تصادم و تصادف کلی و جزئی) را ملاک تعیین وقوع حادثه رانندگی قرار داده شده است. به عبارتی، در صنعت بیمه ایران، بیمه‌گزاران متعددی وجود دارند که بسته به خصوصیات مختلف و سطح ریسک‌گریزی خود، قراردادهای بیمه با پوشش‌های اصلی و اضافی را خریداری می‌کنند. تفاوت این دو نوع قرارداد در انواع حوادثی است که پوشش می‌دهند. هدف اصلی، مقایسه میزان ریسک مشترک (برای حوادث مشترک) بین بیمه‌گزاران متفاوت است. حال به شرح چگونگی رسیدن به مدل‌های مختلف و نتایج آن‌ها خواهیم پرداخت.

۴-۱- تخمین دوپروبیت جداگانه (آزمون استقلال شرطی)

ابتدا با رویکرد دایونی و همکاران (۲۰۰۱) موضوع استقلال شرطی یعنی برقراری رابطه زیر آزمون می‌شود.

$$g(z_i \mid y_i, X_i) = g(z_i \mid X_i) \qquad (۱-۴)$$

که در آن z_i، متغیر تصمیم انتخاب پوشش بیمه و y_i وقوع یا عدم وقوع حادثه است، که در مقاله چیاپوری و بقیه نیز از این متغیر به عنوان متغیر نمایانگر ریسک افراد استفاده شده است. با توجه به جدول (۴-۱) ضریب متغیر acprob به طور قوی معنی‌دار و مثبت است. به عبارتی این مدل وجود اطلاعات نامتقارن (کژمنشی یا کژگزینی) راتأیید می‌کند. ضریب متغیر drivingexp در سطح اطمینان پائینی (۱۰٪) تفاوت معنی‌داری از صفر داشته و آن مثبت است. به عبارتی با افزایش تجربه رانندگی افراد، به میزان بیشتری خود را بیمه خواهند کرد. ضریب متغیر insuredv معنی‌دار و منفی می‌باشد، به عبارتی با افزایش قسمت ماشین (ارزش بیمه‌شده) به علت بالا رفتن حق بیمه پوشش‌های اضافی، افراد ترجیح می‌دهند خود را در حد پوشش‌های اصلی بیمه کنند.

جدول (۴-۱): برآورد معادلات ساختاری پوشش و ریسک

Probit of Risk Equation		Probit of Coverage Equation		Gourieroux Conditional Independence Insurcover Probit regression		
P>|z|	Coef.	P>|z|	Coef.	P>|z|	Coef.	
-	-	-	-	0.000	.3626171	*acprob*
-	-	0.059	.005320	0.847	.0006136	*drivingexp*
-	-	0.000	-1.17e09	0.000	-1.20e-09	*insuredv*
-	-	-	-	0.336	-.085922	*iv_1*
0.960	.001159	0.000	-.27721	0.000	-.2816302	*iv_2*
0.000	-.91487	0.003	-.12985	0.005	-.1671712	*iv_3*
0.308	.082004	0.000	.46735	0.000	.512926	*iv_4*
0.000	-.15946	0.000	1.2214	0.000	1.202215	*iv_5*
0.000	.099896	0.000	.74926	0.000	.7065775	*iv_6*
0.960	.001159	0.069	-.07419	0.000	.1696194	*iv_7*
-	-	0.085	.068772	0.766	-.0204793	*Lastcover*
-	-	-	-	0.034	.0049956	*Noacdisc*
	-	0.000	-.000128	0.000	-.000131	*Systemco*
-	-	0.036	.000270	0.000	.0005356	*Yearofau*
-	-	-	-	0.499	.063729	*Ce16*
0.000	-.87306	0.000	.689205	0.953	-.0128314	_cons

متغیر iv_1 تنها در سطح اطمینان ۳۴٪ معنی‌دار بوده و دارای ضریب منفی می‌باشد. یعنی با افزایش iv_1 از صفر به یک، احتمال افزایش پوشش بیمه (از پوشش‌های اصلی به پوشش‌های اضافی) به میزان ۰/۰۳- کاهش خواهد یافت. به عبارتی افراد جوان‌تر به این علت که به میزان ریسک خود اطلاع ندارند، خود را کمتر بیمه خواهند کرد. ضریب متغیر iv_2، معنی‌دار و منفی است، به این

معنـا کـه مـردان پوشـش بیمـه‌ای کمتـری را در مقایـسه بـا زنـان انتخـاب مـی‌کننـد. ضـریب متغیرهای iv_3، iv_4، iv_5، iv_6 و iv_7 معنـی‌دار بـوده و بـه ترتیـب دارای ضـرایبی منفی، مثبت، مثبت، مثبت و مثبت هستند. یعنی افرادی که دارای بهترین رتبه‌بندی تجربی هـستند و چهار سال سابقه بیمه بدون تصادف دارند، خود را کمتر بیمه می‌کنند، به علت اینکه از ریسک خود به طور کامل مطلع شده‌اند و خود را کم ریسک می‌دانند، افرادی که اتومبیل‌های گران‌قیمت دارند خود را بیشتر بیمه می‌کنند، زیرا در صورت بروز خسارت این افراد بیـشتر متـضرر خواهنـد شـد و بـرای حفظ ثروت خود (قیمت اتومبیل به عنوان شاخصی بـرای ارزیـابی ریـسک‌گریـزی و میـزان ثـروت افراد در مورد استفاده قرار گرفته است) پوشـش‌هـای اضـافی را نیـز خریـداری مـی‌کننـد. صـاحبان اتومبیل‌های محکم‌تر (برای مثال کامیون، نیسان و ...) خود را بیشتر بیمه می‌کنند. افـرادی کـه خـود مالک اتومبیل هستند نیز پوشش بیشتر بیمه را انتخاب می‌کنند.

ضریب lastcover در سطح اطمینان ۲۴٪ معنی‌دار بوده و در سطح احتمال معنی‌داری مرسـوم اختلاف معنی‌داری از صفر ندارد. ضرایب yearofau, systemco, noacdisc به ترتیب مثبت، منفـی و مثبت است. یعنی افراد با سابقه خوب رانندگی، خود را کمتر بیمـه کـرده‌انـد. ماشـین‌هـای سـواری بیشتر بیمه می‌شوند زیرا حق بیمه کمتری باید برای پوشش‌های اضافی آن‌ها پرداخت، هر چـه سـال ساخت ماشین بالاتر باشد (ماشین نو باشد) فرد خود را بیشتر بیمه می‌کند. ce16 یک متغیر مجـازی نشان‌دهنده اثر متقاطع[1] بین دو متغیر iv_1 و iv_6 اسـت کـه ضـریب آن مثبـت بـه دسـت آمـده است؛ یعنی اتومبیل افراد جوانی که خود صاحب اتومبیل نیستند، پوشش بیمه‌ای بیشتری است.

۴-۲- آزمون استقلال شرطی با آماره W

در این آزمون، فرضیه استقلال شرطی متغیر z_i و y است. به همین دلیل دو معادله پروبیـت جداگانه تخمین زده شده و برای به دست آوردن آماره W اجزاء پسماند دو معادله پروبیت به همراه وزن آن‌ها (w_i که تعداد روزهایی است که فرد تحت پوشش بیمه بوده است یعنـی ۳۶۵) بـه دسـت آمده است. تحت فرضیه H_0، تابع نمونه‌ای W توزیع $\chi^2(1)$ دارد کـه فرضـیه اسـتقلال خطـی بـا $w = 6567.821$ و مقدار بحرانی ۳/۸۴ رد می‌شود.

۴-۳- تخمین پروبیت دوگانه و آزمون استقلال خطی

در جدول (۴-۲) ستون‌های دوم و سوم نتـایج دو معادلـه پروبیـت جداگانـه نـشان داده شـده اسـت کـه ضرایب معادله انتخاب پوشش بیمه معنی‌دار وطبق انتظار می‌باشند. تخمین دو معادلـه پروبیـت مـستقل از هـم با فرض استقلال خطی درست است، اما در صورتی که جـز اخـلال ایـن دو معادلـه همبـستگی داشـته باشـند،

1. Cross Effect

تخمین زدن دو معادله پروبیت مستقل یک خطای مشخص‌نمایی است. بنابراین برآورد یک معادله پروبیت دوگانه علاوه بر تخمین پارامترها، مجال آزمون فرضیه استقلال اجزاء اخلال را فراهم می‌سازد.

جدول(۴-۲): تخمین ضرایب سیستم پروبیت دوگانه

insurcover			acprob		
P>|z|		Coef.	P>|z|	Coef.	
0.002		.079385	0.000	-.85084	iv_3
0.357		.0165549	0.000	-.21418	iv_4
0.000		-.3109552	0.070	-.08206	iv_5
0.000		.5342693	0.000	-.28620	iv_6
0.000		-.3332815	0.000	-.36934	iv_7
0.000		.5964445	0.000	-.32371	_cons
0.000	13.11	.011399	.1494432		/athrho
		.0111482	.1483405		rho
Chi2(1)= 173.149(0.000)			Likelihood-ratio test of rho=0:		

سطر آخراین جدول مشاهده می‌دهد که ρ به طور اکید اختلاف معنی‌داری از صفر داشته و مثبت است، فرضیه صفر بودن ρ با آماره t مورد آزمون قرار گرفته و مشاهده می‌شود این فرضیه صفر رد می‌شود: $prob > chi2 = 3.84$ ، بنابراین $\rho \neq 0$ و ضریب به دست آمده برای آن، جهت همبستگی میان ریسک و پوشش بیمه را تعیین می‌کند که مثبت است. در جدول (۴-۱) ستون‌های دوم و سوم نتایج دو معادله پروبیت جداگانه نشان داده شده است. اگر چه ضرایب معادله انتخاب پوشش بیمه معنی‌دار و طبق انتظار می‌باشند، ولی مقدار عددی آن‌ها کاملاً متفاوت از نتایج پروبیت دوگانه است.

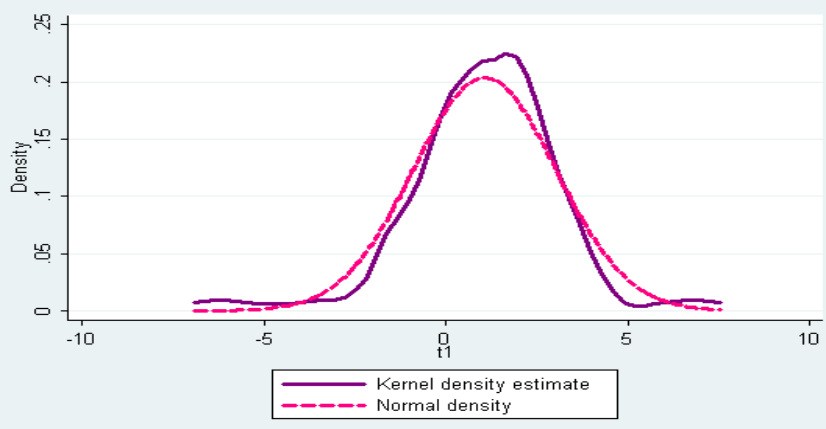
۴-۴- آزمون‌های ناپارامتری چیاپوری

از مهم‌ترین اهداف این مقاله، استفاده از آماره‌های آزمون ناپارامتری برای بررسی وجود یا عدم وجود اطلاعات نامتقارن می‌باشد، زیرا این آزمون‌ها همان طور که قبلاً اشاره شد، مشکل تورش تصریح را ندارند و نتایج آن‌ها از قابلیت اعتماد بالاتری برخوردار ست. در ادامه، به ارائه نتایج انواع آزمون‌های ناپارامتری یادشده پاراگراف (۳-۳-۲) پرداخته می‌شود. تمرکز اصلی این نوشتار، آزمون اطلاعات نامتقارن بر اساس آزمون‌های ناپارامتری ارائه شده مقاله چیاپوری و همکاران است. ابتدا باید درستی فرضیه انتظارات واقعی را به وسیله آماره آزمون t_1 آزمون نمود.

فرضیه انتظارات واقعی، به طور کلی بیان می‌کند که میانگین ثروت افرادی‌که پوشش‌های اضافی را نمی‌خرند بیشتر از افرادی است که این پوشش‌ها را خریداری می‌کنند. به عبارتی صحت برقراری نامساوی زیر را در این فرضیه آزمون خواهیم کرد. بنابراین خواهیم داشت:

$$P_2 - P_1 \geq prob_1(\mathrm{R}_2(L) - \mathrm{R}_1(L)) \qquad (۴-۲)$$

سپس آماره آزمون $t_1 = T_1(x)/\sigma(T_1(x))$ تحت فرضیه H_0: انتظارات واقعی برقرار نیست. باید توزیع $N(0,1)$ داشته باشد. برای انجام آن ابتدا داخل هر سلول، به طور جداگانه $prob_1(x)$ یعنی احتمال تصادف افراد با مشخصات ریسکی یکسان (x ثابت) که قرارداد از نوع C_1 یا پوشش‌های اصلی را خریده‌اند محاسبه می‌گردد. سپس مقادیر آماره t_1 برای ۵۱ سلول محاسبه می‌شود[۱]. طبق جدول (۴-۳) نیز فرضیه نرمال استاندارد بودن t_1 رد می‌شود. اما برای آزمون این فرضیه، توزیع کرنل (توزیع ناپارامتری) آماره آزمون t_1 را به دست می‌آوریم و آن را با توزیع نرمال استاندارد مقایسه می‌کنیم. همان طور که در شکل (۴-۱) دیده می‌شود، توزیع این آماره در سمت راست توزیع نرمال (که توزیع نرمال استاندارد هم نیست و توزیع نرمال استاندارد کمی سمت چپ این توزیع است) قرار دارد. بنابراین سمت راست توزیع نرمال استاندارد نیز خواهد بود.



شکل (۴-۱): توزیع تجربی و نظری تابع نمونه‌ای t_1

برای اطمینان بیشتر، فرضیه نرمال استاندارد بودن آماره t_1 را با آزمون‌های کولموگروف – اسمیرنف و چولگی – کشیدگی[۲] آزمون کرده‌ایم که در هر دو مورد فرضیه نرمال بودن توزیع آماره t_1 رد شده است. نتایج در جداول (۴-۳) و (۴-۴) نشان داده شده است.

---

۱. ابتدا با استفاده از ۶ متغیر iv_1 تا iv_6 که معنی‌دارترین متغیرها در توضیح ریسک و پوشش بیمه هستند و در ادبیات تجربی نیز از آن‌ها استفاده شده است. شش متغیر دوگزینه‌ای می‌سازیم. هر کدام از این متغیرها دو حالت دارند بنابراین در مجموع $2^6 = 64$ حالت خواهیم داشت. در پاره‌ای از سلول‌ها امکان محاسبه آماره آزمون به دلیل نبود مشاهدات برای صفت مورد مطالعه (متغیرهای برونزا) وجود نداشته و به همین دلیل تعداد خانه‌های قابل استفاده در انجام آزمون‌های آماری به ۵۱ مورد کاسته می‌شود. به عبارتی با استفاده از indicator، ۵۱ سلول تعریف می‌کنیم که داخل هر سلول، افراد با ویژگی‌های مشترک، قرار دارند. در مقاله سایتو (۲۰۰۶) نیز این وضعیت دیده می‌شود.

2. Skewness_Kurtosis for Normality

جدول(۴-۳): آزمون کولموگرف - اسمیرونف برای t_1

Ksmirnov t1= normal (t1) One-sample Kolmogrov-Smirnov test against theoretical distribution normal(t1)			
Corercted	P-value	D	Smaller group
	0.848	0.0419	t1:
	0.000	-0.4436	Cumulative:
0.000	0.000	0.4436	Combined K-S:

جدول(۴-۴): آزمون چولگی و کشیدگی برای t_1

adjust Skewness/Kurtosis tests for normality Sktest t1, no				
Prob>chi2	Chi2(2)	Pr(Kurtosis)	Pr(Skewness)	variable
0.0010	13.81	0.002	0.039	t1

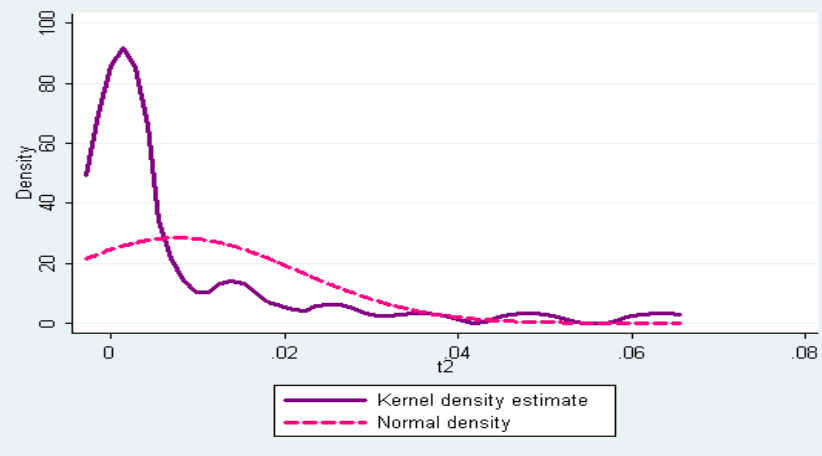
بنابراین با توجه به شکل (۴-۱) چون توزیع این آماره، در سمت راست توزیع نرمال است، نامساوی (۴-۲) و در نتیجه فرضیه انتظارات واقعی برقرار است، یعنی توزیع ثروت افراد تحت قرارداد C_1 دارای تسلط تصادفی مرتبه اول بر توزیع آن تحت قرارداد C_2 است.

اما هدف اصلی این مقاله، آزمون فرضیه همبستگی مثبت در بازار بیمه اتومبیل ایران و با استفاده از آماره پیشنهادی چیاپوری و همکاران است (این آماره استوار[1] بوده و نتایج آن، بیشتر از نتایج هر آزمون دیگر، قابل اعتماد است. زیرا از طرفی، تنها آماره آزمونی است که به طور صریح برای بازارهای بیمه غیر رقابتی نیز پیشنهاد شده و از طرف دیگر، مشکلات تورش تصریح را ندارد) می‌توان انجام داد، آزمون این فرضیه به روش ناپارامتری ارائه شده در بخش (۳-۳-۶) و با استفاده از آماره آزمون t_2 است. در ادامه، جزئیات و نتایج این آزمون آمده است.

۴-۴-۶- آزمون ناپارامتری اطلاعات نامتقارن در بازار بیمه غیر رقابتی ایران (آماره t_2)

با فرض قابل مشاهده و عمومی بودن درجه ریسک‌گریزی افراد، داریم: $T_2(x) = q_2(x) - q_1(x) \geq 0$ و آماره آزمون $t_2 = T_2(x) / \sigma(T_2(x))$ تحت فرضیه صفر اطلاعات متقارن، باید توزیع نرمال استاندارد داشته باشد. لازم است، داخل هر سلول، مقادیر $q_1(x)$ و $q_2(x)$ که هستند و t_2 را محاسبه و سپس توزیع کرنل آماره وزنی t_2 (وزن داده شده برابر با نسبت اندازه سلول بر حجم کل داده‌هاست) به دست آورده شود. نمودار (۴-۲) چگالی توزیع تجربی t_2 را با توزیع نرمال استاندارد مقایسه می‌کند، توزیع این آماره در سمت راست توزیع نرمال استاندارد است و بنابراین زمینه اطلاعات متقارن رد می‌شود.

1. Robust



شکل (۴-۲): توزیع تجربی و نظری تابع نمونه‌ای t_2

برای اطمینان از دقت نتیجه به دست آمده در شکل (۴-۲)، بار دیگر فرضیه نرمال بودن توزیع وزنی t_2، با استفاده از کمولموگرف - اسیمرنف آزمون شده است. نتایج در جدول (۴-۵) آمده است و همان طوری که از جداول پیداست فرضیه نرمال بودن رد می‌شود.

جدول(۴-۵): آزمون کولموگرف – اسمیرونف برای t_2

Ksmirnov t2= normal (t2) One-sample Kolmogrov-Smirnov test against theoretical distribution normal(t2)			
Corercted	P-value	D	Smaller group
	0.000	0.4748	t2:
	0.000	-0.4998	Cumulative:
0.000	0.000	0.4998	Combined K-S:

نتیجه‌گیری

با فرض عمومی بودن درجه ریسک‌گریزی، از آزمون‌های پارامتری و ناپارامتری ارائه شده به این نتایج که، برقراری فرضیه انتظارات واقعی در بخش عمده‌ای از صنعت بیمه ایران، به عبارتی افراد وقتی پوشش‌بیمه خود را انتخاب می‌کنند، یک داد و ستد میان ریسک و میانگین ثروت خود در نظر می‌گیرند. شرکت‌ها و سازمان‌های دولتی و خصوصی هنگامی‌که اتومبیل‌های خود را بیمه می‌کنند چون تعداد دستگاه‌های بیمه‌شده آن‌ها زیاد است، در اکثر موارد تنها پوشش‌های اصلی را انتخاب می‌کنند. زیرا در تعداد زیاد اتومبیل‌های بیمه شده، تفاوت میان حق بیمه پوشش‌های اصلی و پوشش کامل برای آن‌ها مقرون به صرفه است که این مسئله میانگین ثروت سازمان را در طول دوره بیمه‌شده در حد بالاتری نسبت به حالت بیمه کامل نگه می‌دارد و در عین حال، رانندگان

سازمان‌ها افراد باتجربه با سابقه رانندگی بالایی هستند که این مسئله موجب می‌شود پوشش بیمه در حد خطرات اصلی ریسک ثروت سازمان را در قیاس با میانگین ثروت آن، در حد پایین‌تری نگاه دارد. برای افراد نیز هنگامی‌که قرارداد بیمه خود را انتخاب می‌کنند، این انتظارات واقعی یعنی نسبت دادن درست ریسک خود و بر اساس داد و ستد میان ریسک و میانگین انتظاری ثروت، قرارداد بیمه خود را انتخاب کردن برقرار است. برقراری همبستگی مثبت وزنی در بازار بیمه انحصار چندجانبه ایران. برای آزمون همبستگی مثبت ارائه شده در چیاپوری و دیگران (۲۰۰۶)، فرض نا افزایشی بودن سود بیمه‌گر نسبت به خسارت در نظر گرفته شده است. به عبارتی در بیمه اتومبیل ایران، با توجه به نتایج به‌دست آمده در همین فصل، برقرار بودن همبستگی مثبت بین ریسک و پوشش بیمه، به آن معناست که در قراردادهای بیمه بدنه با پوشش اضافی علاوه بر پوشش اصلی (که خسارت‌های وسیع‌تری را نسبت به قرارداد پوشش اصلی ارائه می‌دهند)، سود بیمه‌گر برخلاف انتظار بیشتر نیست. به عبارتی، سود بیمه‌گر از بابت وجود اطلاعات نامتقارن تحت تأثیر قرار گرفته و اینکه اطلاعات نامتقارن مربوط به ریسک در بازار بیمه وجود دارد. با توجه به ضرایب به دست آمده در رگرسیون‌های برآورد شده، به نتایج جالبی در مورد خصوصیات ریسکی و درجه ریسک‌گریزی افراد می‌رسیم. با توجه به جداول (۴-۱) تا (۴-۴) احتمال تصادف مردان بیشتر از زنان است و در عین حال زنان به علت ریسک‌گریزی بیشتر خود را بیشتر بیمه می‌کنند، افزایش مهارت رانندگی افراد با افزایش تجربه رانندگی آن‌ها سبب می‌شود که احتمال تصادفشان کاهش یابد. همچنین این افراد به علت آنکه از تخفیف عدم خسارت برخوردار می‌شوند پوشش‌های اضافی را نیز خریداری می‌کنند، جوانی با آنکه به تنهایی موجب افزایش ریسک فرد می‌شود اما رانندگان جوانی‌که خود مالک اتومبیل نیستند (برای مثال، راننده شرکت مالک اتومبیل هستند)، اقدامات احتیاطی بیشتری انجام داده و ریسک آنان کاهش می‌یابد. بنابراین مالکیت خودرو موجب کاهش ریسک رانندگی می‌شود. در ضمن خودروهای سنگین مانند کامیون و ... به علت آنکه، در صورت بروز تصادف میزان خسارت بالاتر خواهد بود رانندگان آن‌ها احتیاط بیشتری انجام داده و ریسک تصادف کاهش می‌یابد و در عین حال، این افراد اتومبیل‌های خود را بیشتر بیمه می‌کنند. به عبارتی کلیه اقدامات احتیاطی اعم از پوشش بیمه بیشتر و احتیاط در رانندگی را انجام می‌دهند. دارندگان اتومبیل‌های گران‌قیمت، هم خود را بیشتر بیمه می‌کنند و هم احتیاط بیشتری برای جلوگیری از تصادفات رانندگی انجام می‌دهند. افرادی‌که سابقه بیمه بدنه دارند نسبت به سایر افراد تمایل بیشتری برای خرید پوشش‌های اضافی دارند. به عبارتی، سابقه بیمه و آرامش خاطر ناشی از آن، افراد را تشویق به تمدید بیمه خواهد کرد. در صنعت بیمه ایران، قراردادهای ارائه شده، بیشتر بر اساس خصوصیات اتومبیل و نه بر اساس خصوصیات ریسکی بیمه‌گزار منجر به این ناکارایی در

بازار بیمه اتومبیل ایران شده است. یک راهکار پیشنهادی برای صنعت بیمه، بیمه کردن افراد به جای بیمه کردن اتومبیل آن‌هاست. یعنی مبنا قرار دادن ویژگی‌های فردی و میزان مهارت افراد در رانندگی، در تعیین حق بیمه. این نوع ارزشیابی افراد سبب می‌شود که، حق بیمه افراد متناسب با احتمال وقوع حادثه آن‌ها تعیین گردد. در این صورت افراد کل دارایی در معرض خطر خود را بیمه می‌کنند، و این به معنی افزایش ضریب نفوذ بیمه است. در اکثر موارد فرد سال‌ها، پس از اخذ گواهینامه اتومبیل خریداری می‌کند و یکسان فرض کردن مهارت رانندگی افراد تنها بر اساس معیار سال اخذ گواهینامه، اشتباه است. سال اخذ گواهینامه برای تمام افراد و نه تنها افرادی‌که خسارت داشته و آن را گزارش کرده‌اند، جمع‌آوری آمار وضعیت تأهل افراد، میزان تحصیلات آن‌ها، درآمد یا حقوق ماهانه آن‌ها اطلاعات مفیدی در مورد میزان ریسک‌گریزی و ریسک افراد در اختیار شرکت‌های بیمه قرار خواهد داد. با این اطلاعات، همان طور که در ادبیات موضوع آمده است می‌توان برای افراد با خصوصیات ریسکی متفاوت منوهای قرارداد متفاوتی ارائه کرد که این مسئله موجب خواهد شد هم پرتفوی شرکت بیمه یک پرتفوی ریسکی نباشد و هم مشتریان بیمه راضی‌تر باشند. در ایران به علت قدرت انحصاری بیمه‌گر، تاکنون شرکت‌های بیمه علاقمند به استفاده از مبانی تئوری قرارداد نبوده‌اند. زیرا می‌توانند زیان وارده از جانب اطلاعات نامتقارن را از راه ارائه قیمت‌های بالاتر جبران کنند اما مسلما توجه به این تئوری که بیش از سی و چند سال از عمر آن می‌گذرد و تقریباً در تمام کشورهای پیشرفته دنیا از آن برای تعیین الگوهای قرارداد و سیستم قیمت‌ها استفاده می‌کنند، می‌تواند منجر به ارائه قراردادهای سازگار اطلاعاتی شود که هم سود صنعت بیمه را از جانب ریسک بیمه‌گزاران تهدید نمی‌کند و هم رضایت مشتریان بیمه افزایش می‌یابد.

منابع

الف- فارسی

۱. عبدلی، قهرمان؛ «**اطلاعات نامتقارن و قراردادهای سازگار اطلاعاتی و کاربرد آن‌ها در بیمه اتومبیل: مورد، ایران**»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۵، شماره ۷۵.

۲. مطلبی، سید محمد موسی؛ «**انتخاب مساعد و کارایی در بازار بیمه اتومبیل**»، فصلنامه صنعت بیمه، ۱۳۸۲، شماره ۳.

ب- لاتین

3. Arnott, R., Stiglitz, J; "**The basic analytics of moral hazard**", Scandinavian Journal of Economics, 1988, 90.
4. Chassagnon, A., & P.A. Chiappori; "**insurance under moral hazard and adverse selection: the competitive case**", mimo, DELTA, 1997.

5. Chiappori, P.A; "**Econometric Models of Insurance under Asymmetric Information**", in Handbook of Insurance (G. Dionne, ed.), 2000, 365-393.
6. Chiappori, P. A., & Salanie, B; "**Testing for asymmetric information in insurance markets**", Journal of Political Economy, vol. 108, 2000.
7. Chiappori, P.A., Jullien, B., Salanie, B, Salanie, F; "**Asymmetric information in insurance: general testable implications**", RAND Journal of Economics, 2006, 37.
8. Cohen, A; "**Asymmetric Information and Learning: Evidence from the Automobile Insurance Market''**, Review of Economics and Statistics, 2005, 87(2).
9. De Meza D., & D. Webb; "**Advantageous Selection in Insurance Markets**", Rand Journal of Economics, 2001, 32.
10. Dionne, G. C., Gouri´eroux, & C. Vanasse; "**Testing for Evidence of Adverse Selection in the Automobile Insurance Market: A Comment**", Journal of Political Economy, 2001, 109(2).
11. Hemenway, D; "**Propitious Selection in Insurance**", Journal of Risk and Uncertainty, 1992, 105.
12. Jullien, B., B. Salani´e, & F. Salani´e; "**Should More Risk-Averse Agents Exert More Effort?**", The GENEVA Papers on Risk and Insurance Theory, 1999, 24(1).
13. Jullien, B., B. Salani´e, and F. Salani´e; "**Screening Risk-averse Agents Under Moral Hazard**", IDEI Toulouse, Mimeo, 2001.
14. Kiefer, N; "**Testing for Independence in Multivariate Probit Models**", Biometrika, 1982, 69.
15. Koufopoulos, K; "**Asymmetric Information, Heterogeneity in Risk Perceptions and Insurance: An Explanation to a Puzzle**", University of Warwick, Mimeo, 2004.
16. Koufopoulos, K; "**On the positive correlation property in competitive insurance markets**", Journal of Mathematical Economics, 2007, 43.
17. Landsbergerm, M. & Meilijison, I; "**Monopoly Insurance Under Adverse Selection When Agents Differ in Risk Aversion**", Journal ofEconomic Theory, 1994.
18. Puelz, Robert, and Arthur Snow; "**Evidence on Adverse Selection: Equilibrium Signaling and Cross-Subsidization in the Insurance Market**", Journal of Political Economy, 1994.
19. Richaudeau, D; "**Automobile Insurance Contracts and Risk of Accident: An Empirical Test Using French Individual Data**", The Geneva Papers on Risk and Insurance Theory, 1999, 24.
20. Rothschild, M. & J. Stiglitz; "**Equilibrium in CompetitiveInsurance Markets**", Quarterly Journal of Economics, 1976, 90.
21. Saito, K; "**Testing for Asymmetric Information in the Automobile InsuranceMarket under Rate Regulation**", Journal of Risk and Insurance, 2006, 73(2).

مدل‌سازی و پیش‌بینی کوتاه‌مدت تقاضای آب شهری

حسین صادقی[1]
استادیار اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس
مهدی ذوالفقاری[2]
دانشجوی دکترای اقتصاد نظری دانشگاه تربیت مدرس
رحمان آرام[3]
کارشناس ارشد اقتصاد انرژی دانشگاه صنعت آب و برق

تاریخ دریافت:۸۹/۰۱/۱۵
تاریخ تأیید:۸۹/۰۷//۱۲

چکیده

آب به عنوان یکی از مهم‌ترین منابع تأمین نیاز بشر در زندگی روزمره نقش حیاتی ایفا می‌کند. لذا آگاهی از میزان تقاضای مورد نیاز آب جهت اعمال سیاست‌گذاری‌های لازم در راستای مدیریت تقاضا، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار می‌باشد. در این مقاله، تقاضای روزانه آب شهر تهران برای یک دوره هفت ساله با استفاده از روش‌های غیرخطی شبکه عصبی مصنوعی و فرایند خطی ARMA مدل‌سازی گردید و در ادامه تقاضای روزانه آب شهری برای ده روز آینده پیش‌بینی گردید. در طراحی شبکه‌عصبی مصنوعی، عوامل مؤثر بر تقاضای روزانه آب شهری، دمای هوا(حداقل، حداکثر و متوسط)، روزهای هفته، ایام تعطیلات و روزهای خاص در نظر گرفته شد. نتایج حاصل از بکارگیری معیارهای ارزیابی دقت پیش‌بینی، نشان می‌دهد که شبکه عصبی مصنوعی در پیش‌بینی تقاضای روزانه آب شهر تهران نسبت به مدل ARMA از قدرت بالاتری برخوردار می‌باشد.

واژگان کلیدی: تقاضای آب، پیش‌بینی، شبکه‌های عصبی مصنوعی، ARMA
طبقه‌بندی موضوعی: C53, C5

مقدمه

آب با توجه به اثر کلیدی در رفاه و سلامت جامعه و نقش تعیین‌کننده‌ای که در فعالیت‌ها و رشد جوامع داشته است، به عنوان یکی از مهم‌ترین منابع طبیعی شناخته می‌شود. در سال‌های اخیر مشکل کمیابی منابع آب به صورت افزایش رقابت برای دستیابی به منابع آب که منجر به افزایش هزینه استفاده از آب می‌شود، وجود داشته است. با افزایش روزافزون جمعیت در جهان، کمبود آب بیش از پیش خودنمایی می‌کند. برداشت بی‌رویه از منابع زیرزمینی، کاهش بارش و بروز خشکسالی در اکثر نقاط جهان و آلودگی آب‌های سطحی و زیرزمینی، بر شدت کمبود منابع

1. Email: sadeghih@modares.ac.ir
2. Email: zolfaghari_mahdi@yahoo.com
3. Email: a.rahman@ yahoo.com

آب افزوده‌اند. بنابراین استفاده از این منبع حیاتی مستلزم اعمال مدیریت صحیح می‌باشد. سیاست‌های مدیریت تقاضای آب اساساً شامل، حداقل کردن تلفات در سیستم‌های نگهداری و انتقال، استفاده دوباره از آب، کاهش مصرف آب از طریق اجتناب کردن از اسراف آب، استفاده صحیح و کارا از منابع آب می‌باشد.

پیش‌بینی تقاضای آب شهری کمک مؤثری به مدیران و بهره برداران سیستم‌های آب شهری می‌باشد تا بتوانند نسبت به مدیریت صحیح مصرف اقدام نمایند. در این راستا پیش‌بینی دقیق تقاضا از این نیاز حیاتی در دوره‌های زمانی مختلف حائز اهمیت می‌باشد. پیش‌بینی بلندمدت و میان‌مدت معمولاً به منظور طراحی شبکه آبرسانی و توسعه شبکه استفاده می‌شود. پیش‌بینی کوتاه‌مدت معمولاً بازه‌ای از یک ساعت تا چند روز را شامل می‌شود که در مدیریت و بهره‌برداری بهینه از شبکه اهمیت بسزایی دارد و در اجرای سیاست‌های طرف تقاضا مانند جیره‌بندی، زمانبندی قطع وصل پمپ‌ها و شیرآلات، زمانبندی تأسیسات آب و فاضلاب مؤثر می‌باشد.

ضرورت پیش‌بینی مصرف آب به این دلیل است که پیش‌بینی میزان مصرف آب می‌تواند تا حدودی دولت را از مواجه شدن با مشکلات ناشی از کمبود آب مصون نگه دارد. همچنین در مدیریت آب شهری دانستن تقاضای کوتاه‌مدت بسیار مهم و حیاتی است (تابش، ۱۳۸۶). به عبارتی برخی از خصوصیات بررسی سیاست‌های مدیریت تقاضا و مدیریت عملیاتی سیستم توزیع آب به این پیش‌بینی وابسته‌اند. از طرفی کمبود آب و نقش آن در کشورهایی مانند ایران که سرانه آب تجدیدپذیر کمتر از هزار متر مکعب را پیش رو دارند، اهمیت پیش‌بینی کوتاه‌مدت مصرف آب را بیشتر می‌کند.

روش‌های مختلفی برای پیش‌بینی متغیرهای سری زمانی وجود دارد. اقتصاددانان برای برآورد تابع تقاضا غالباً از روش‌های اقتصادسنجی استفاده می‌کنند. در حالت کلی روش‌های پیش‌بینی را می‌توان به دو دسته خطی و غیرخطی تقسیم‌بندی نمود. با این حال پرکاربردترین روش‌های پیش‌بینی خطی، روش‌های فرایند خطی ARMA[1] و ARIMA[2] می‌باشد. در سال‌های اخیر به موازات پیشرفت‌های قابل توجه در پردازش سریع اطلاعات به وسیله ماشین‌های الکترونیکی، بکارگیری مدل‌ها غیرخطی در میان اقتصاددانان به طور چشمگیری افزایش یافته است. مدل شبکه‌های عصبی از معروف‌ترین این مدل‌های می‌باشد که استفاده از آن در اقتصاد کلان در دهه ۹۰ مورد

1. AutoRegressive Moving Average
2. Regressive Integrated Moving Average-Auto

توجه پژوهشگران قرار گرفت. امروزه از بین روش‌های پیش‌بینی، شبکه‌های عصبی مصنوعی یکی از ابزار قدرتمند برای تجزیه و تحلیل و مدل‌سازی روابط غیرخطی به حساب می‌آید.

در بخش دوم این مقاله پیشینه تحقیق ارائه می‌گردد. بخش سوم به معرفی مبانی نظری شبکه‌های عصبی و مدل‌های ARMA و ARIMA می‌پردازد. در بخش چهارم به مدل‌سازی و تخمین مدل‌های مذکور با استفاده از داده‌های روزانه تقاضای آب شهر تهران، برای دوره ۱۳۸۲/۱/۱ تا ۱۳۸۸/۸/۳۰ پرداخته می‌شود و تقاضای روزانه آب شهری توسط مدل‌های مذکور در بازه زمانی یک گام تا ده گام به جلو پیش‌بینی می‌گردد. در بخش پنجم با بکارگیری معیارهای سنجش به ارزیابی قدرت پیش‌بینی مدل‌های فوق پرداخته و در بخش ششم نتایج ارائه می‌گردد. در طراحی شبکه عصبی عوامل مؤثر بر تقاضای روزانه آب شهری؛ دما هوا در قالب ۳ ورودی حداقل، حداکثر و میانگین دما، روزهای هفته، ایام تعطیلات و روزهای خاص در نظر گرفته شده است.

۱- پیشینه تحقیق

مطالعات صورت گرفته در زمینه پیش‌بینی آب بیشتر بر اساس مدل‌های آماری، رگرسیون چندگانه، سرهای زمانی می‌باشد. در سال ۱۹۸۴ مصرف ماهیانه (میان‌مدت) آب در تگزاس توسط میدمنت و پارزن[1] (۱۹۸۴) با استفاده از سری زمانی تخمین زده شد. در این تحقیق آن‌ها ابتدا مقادیر سری زمانی را به دو مؤلفه همیشگی و تصادفی تقسیم نمودند. مؤلفه همیشگی شامل مؤلفه روند و فصلی می‌شد که مؤلفه روند را به وسیله رگرسیون بین میانگین مصرف آب سالیانه و جمعیت شهر مدل کردند و مؤلفه فصلی را نیز با استفاده از سری‌های فوریه تخمین زدند. آن‌ها برای مدل کردن مؤلفه تصادفی از دو معادله استفاده نمودند که این معادلات همبستگی مصرف آب با متغیرهای آب و هوایی، نظیر حداکثر درجه حرارت ماهانه، تبخیر و بارش را بررسی می‌کرد. میدمنت و همکارانش در سال ۱۹۸۵ یک تابع انتقال برای پیش‌بینی مصرف روزانه آب برای شهر تگزاس به کار بردند. همچنین آن‌ها یک مدل مصرف کوتاه‌مدت توسط سری‌های زمانی طراحی نمودند که در آن از اطلاعات بلندمدت به صورت توأم استفاده گردید.

استفاده از شبکه عصبی در سال ۲۰۰۰ توسط استارک و همکارانش[2] (۲۰۰۲) برای شهر آلبراتا در کانادا به کار رفت. آن‌ها به وسیله یک مدل عصبی سه لایه مصرف روزانه و مصرف ده

1. Maidment&parzen
2. Stark & et al

روز آتی آب را با استفاده از پارامترهای هواشناسی پیش‌بینی نمودند. پارامترهای به کار رفته در این تحقیق شامل ماکزیمم و مینیمم درجه حرارت، بارش روز گذشته، مجموع بارش پنج روز و سی روز گذشته، اندیس تعطیلی و غیرتعطیلی بود.

جین و همکاران[1] (۲۰۰۱) با استفاده از شبکهٔ عصبی مصنوعی، به پیش‌بینی تقاضای کوتاه‌مدت آب شهر کانپور (هند) پرداختند. متغیرهای ورودی در این مطالعه شامل تقاضای آب، میانگین دمای هوا و مقدار بارندگی در هفته بود. در این مطالعه علاوه بر الگوی شبکهٔ عصبی مصنوعی، سه الگوی رگرسیون خطی و دو الگوی سری زمانی به منظور مقایسهٔ عملکرد الگوها در پیش‌بینی تقاضای آب، مورد بررسی قرار گرفت. نتایج مطالعه نشان داد که عملکرد شبکهٔ عصبی مصنوعی از سایر الگوها بهتر بوده است.

یو و همکارانش[2] (۲۰۰۲) از یک شبکه عصبی سه لایه پیشخور برای پیش‌بینی تقاضا آب در شهر سئول استفاده کردند. در این تحقیق برای هر فصل از سال به طور جداگانه مدل‌سازی انجام گرفت و از ماکزیمم درجه حرارت، تعطیلات، به عنوان پارامتر ورودی در تمام فصول سال و از سرعت باد در فصل بهار و رطوبت در فصل زمستان استفاده نمودند. لیو و همکارانش[3] (۲۰۰۲) شبکه‌های عصبی مصنوعی را برای پیش‌بینی مصرف ماهانه آب در شهر ویان[4] کشور چین به کار بردند. آن‌ها از پارامترهای اقتصادی نرمالیزه نظیر درآمد سرانه، تعداد افراد خانوار، و قیمت آب برای این منظور استفاده کردند.

پیلای[5] (۲۰۰۵) در پایان‌نامه خود تحت عنوان «پیش‌بینی کوتاه‌مدت تقاضای آب برای بهینه‌سازی تولید» به پیش‌بینی تقاضای آب برای ۲۴ ساعت آینده شهر تووومبا[6] پرداخت. نتایج حاصل از این مطالعه جامع بود و نشان داد که تقاضای شهر کاملاً تحت تأثیر حداکثر درجه حرارت هوا، بارندگی، روزهای بارانی، میانگین متحرک تقاضا، تقاضای میانگین وزنی ۴ روز و تراز محدودیت تحمیلی قرار گرفته است.

کستاس و چریس توموس[7] (۲۰۰۶) در مقاله خود تحت عنوان «تخمین تعیین‌کننده‌های تقاضای آب مسکونی شهر و پیش‌بینی تقاضای آب» برای بخش‌های مرکزی آتن تأثیرات متغیرهای درآمد و قیمت آب را روی تقاضای آب مورد بررسی قرار دادند. نتیجه آنکه هنگامی که دیگر عوامل اقتصادی تأثیر چندانی بر مصرف آب ندارند، انتظار افزایش درآمد در آینده موجب افزایش تقاضا آب می‌شود.

---

1. Jain and et al
2. Yu and et al
3. Liu and et al
4. weiyan
5. Pillay
6. Toovoomba
7. Kostas & Chrysostomos

وامورسی و خاطری[1] (۲۰۰۹) در مطالعه خود با معرفی مدلی به بررسی ارتباط بین تقاضای آب شهر بیرمنگام با شرایط آب و هوایی، آلودگی و رشد اقتصادی پرداختند. نتایج این تحقیق نشان داد که تقاضای آب در آینده برای بیرمنگام به وسیله فاکتورهای اقتصادی - اجتماعی متأثر خواهد شد و متأثر از تغییرات آب و هوا نیست.

از جمله مطالعات داخلی صورت گرفته می‌توان به مطالعهٔ گوشه (۱۳۸۲) اشاره کرد، که پس از بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای آب شهری، به پیش‌بینی تقاضای کوتاه‌مدت آب در شهر تهران با استفاده از شبکه‌های عصبی و الگوهای فازی بر اساس پارامترهای هواشناسی پرداخت. نتایج حاصل از مقایسه بین الگوی شبکهٔ عصبی مصنوعی و فازی در مورد پیش‌بینی تقاضای کوتاه‌مدت آب شهری نشان داد که الگوی شبکه عصبی مصنوعی عملکرد بهتری نسبت به الگوهای فازی در پیش‌بینی تقاضای آب در شهر تهران داشته است.

تابش و همکاران (۱۳۸۶) در مقاله خود تحت عنوان «پیش‌بینی تقاضای کوتاه‌مدت شهر تهران با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی» با استفاده از شبکه‌های عصبی پرسپترون چند لایه و با الگوریتم آموزشی پس انتشار خطا، میزان مصرف یک روزه آب شهر تهران را بر اساس پارامترهای هواشناسی و داده‌های تاریخی مصارف گذشته پیش‌بینی نمودند. در این مقاله همچنین با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی، یک فرمول ساده برای پیش‌بینی میزان مصرف آب شهر تهران طراحی شده که قادر است میزان تقاضای روزانه آب شهر تهران را تخمین بزند.

شرزه‌ای، احراری و فخرایی (۱۳۸۷) در مقاله خود تحت عنوان «پیش‌بینی تقاضای آب شهر تهران با استفاده از الگوی ساختاری، سری‌های زمانی و شبکه عصبی نوع GMDH» به مقایسه روش‌های پیش‌بینی تقاضای سرانه آب در شهر تهران پرداخته‌اند. متغیرهای مورد استفاده در این مقاله مصرف سرانه آب، قیمت آب، متوسط درآمد خانوار و متوسط درجه حرارت سالانه شهر تهران بود. نتایج به دست آمده نشان داد که پیش‌بینی تقاضای آب با استفاده از روش شبکه‌های عصبی GMDH نسبت به روش‌های ساختاری و سری زمانی از درجه کارایی بیشتری برخوردار است.

۲- مبانی نظری

۲-۱- مدل شبکه عصبی

در سال‌های اخیر روش‌های قابل توجهی در آزمایش و مدل‌سازی سری‌های زمانی رشد پیدا کرده است. در این سال‌ها بیشترین نظرات، در مدل‌های شبکه عصبی

1. vamoorthy & Khateri

متمرکز شده است (پورکاظمی، افسر، نهاوندی، ۱۳۸۴: ۱۴۷). شبکه عصبی مصنوعی مجموعه‌ای از نرون‌های به هم متصل در لایه‌های مختلف هستند که اطلاعاتی را برای یکدیگر ارسال می‌کنند. نرون‌های مصنوعی واحدهای ساده پردازش اطلاعات هستند. بنابراین تعداد زیادی ازاین نرون‌ها یک شبکه عصبی را می‌سازند. به طور کلی نقش نرون‌ها در شبکه‌عصبی پردازش اطلاعات است و این امر در شبکه عصبی مصنوعی به وسیله یک پردازشگر ریاضی که همان تابع فعال‌سازی است انجام می‌گیرد. تابع فعال‌سازی می‌تواند خطی و یا غیرخطی باشد که بر اساس نیاز خاص مسئله که قرار است به وسیله شبکه عصبی حل شود از سوی طراح انتخاب می‌گردد. برای بهره‌برداری واقعی از توانایی شبکه عصبی باید از توابع فعال‌سازی غیرخطی استفاده شود. این مسئله اجازه می‌دهد که شبکه، الگوهای غیرخطی مناسبی از مجموعه داده‌های پیچیده تولید نماید.

رایج‌ترین تابع فعال‌سازی مورد استفاده در ادبیات شبکه عصبی، تابع توزیع تجمعی لجستیک یا تابع سیگموئید است:

$$\varphi(x) = \frac{1}{1 + e^{-a(x)}} \qquad (۱)$$

این تابع پیوسته و مشتق پذیر است.

مقدار تابع لجستیک در محدوده[۱،۰] قرار دارد، به گونه‌ای که وقتی تابع نزدیک به یک می‌شود، نرون نسبت به علائم دریافتی بسیار فعال عمل می‌کند و وقتی تابع به صفر نزدیک می‌شود نرون به ندرت به علایم دریافتی واکنش نشان می‌دهد.

انواع مختلفی از شبکه‌های عصبی مصنوعی با توجه به اهداف تحقیق می‌توان استفاده شود. در این تحقیق شبکه عصبی چند لایه پیشخور (MFNN)[1] به کار گرفته شده است.

در ادبیات شبکه عصبی به جای اصطلاح تخمین ضرایب از اصطلاح یادگیری یا آموزش برای پیدا کردن ارزش وزن‌های شبکه استفاده می‌شود. دو نوع یادگیری در این ادبیات، مورد بحث قرار می‌گیرد: یادگیری تحت نظارت[2] و یادگیری بدون نظارت[3]، در یادگیری با نظارت که به یادگیری با معلم نیز معروف است، ارزش‌های متغیر هدف که

1. Multilayered Feedforward Neural Network
2. Supervised Learning
3. Unsupervised Learning

شبکه باید بر اساس ارزش‌های متغیرهای ورودی از طریق محاسباتش، آن‌ها را دوباره تولید کند، مشخص می‌باشد، در نتیجه می‌توان خطای پیش‌بینی برای هر مشاهده را به وسیله محاسبه اختلاف خروجی شبکه با ارزش‌های متغیرهای هدف اندازه‌گیری کرد و سپس با استفاده از الگوریتم‌های مختلف تکرار، که مشهورترین آن‌ها الگوریتم پس انتشار خطا[1] می‌باشد، وزن‌های شبکه تعدیل می‌شود (اصطلاحاً شبکه آموزش داده می‌شود) به گونه‌ای که خطای پیش‌بینی داخل نمونه که به وسیله مجموع مربعات خطا یا میانگین خطای مطلق اندازه‌گیری می‌شود حداقل شود. وقتی که وزن‌ها با هر تکرار تغییر می‌کند، اصطلاحاً گفته می‌شود که شبکه در حال یادگیری است.

۲-۲- مدل‌های ARMA و ARIMA

مشخصه‌های دو الگوی خودرگرسیو و میانگین متحرک با هم جمع می‌شوند و الگویی تحت عنوان ARMA(P, q) به وجود می‌آید که در آن P, q به ترتیب بیانگر تعداد جملات خود رگرسیو و تعداد جملات میانگین متحرک می‌باشد. در صورتی که لازم باشد از سری زمانی مورد نظر d بار تفاضل‌گیری شود تا مانا گردد و بتوان آن را در قالب الگوی ARMA (P, q) آورد، گفته می‌شود سری زمانی اولیه یک فرایند خود توضیح جمعی میانگین متحرک از مرتبه P, d, q است که به صورت ARIMA (P, d, q) نشان داده می‌شود.

فرایند ARIMA (P, d, q) برای متغیر x را می‌توان به صورت رابطه (۲) نشان داد:

$$y_t = f(x) + \sum_{i=1}^{P} \varphi_i y_{t-i} \sum_{j=1}^{q} \theta j \in_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

که در آن:

$$y_t = \Delta^d x_t = (1-l)^d x_t \qquad (۳)$$

و f(t) روند زمانی را (در صورت وجود) در y_t برآورد می‌کند. در اکثر متغیرهای اقتصادی، معمولاً d=1 بوده در نتیجه $f(t)=\mu$ و یا d=0 می‌باشد[2] و

$$f(t) = \alpha + \delta t \qquad (۴)$$

1. Error Back Propagation
2. Pesaran, H. M. & B. Pesaran (1997).

برای تعیین d از آزمون مانایی بهره گرفته می‌شود. همچنین تعداد جملات خود رگرسیو و تعداد جملات میانگین متحرک معمولاً با استفاده از توابع خودهمبستگی[1] (AC) خودهمبستگی‌جزئی[2] (PAC) بر اساس مراحل باکس - جنکینز محاسبه می‌شود که دارای سه مرحله شناسایی، تخمین و تشخیص دقت پردازش می‌باشد. اما از آنجایی که ممکن است مدل‌های بهینه دیگری وجود داشته باشند که بر الگوی مذکور ترجیح داده شوند، این مدل‌ها توسط ضابطه‌های آکائیک[3] و یا شوارتز - بیزین [4] بازبینی می‌شود، به گونه‌ای که مدلی مناسب می‌باشد که کمترین مقدار آماره آکائیک و یا شوارتز - بیزین را داشته باشد.

۳- طراحی و تخمین مدل‌ها

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش مصرف آب شهر تهران به صورت روزانه از ۱۳۸۲/۱/۱ تا ۱۳۸۸/۹/۱۰ بوده که در مجموع ۲۴۵۰ مشاهده را در بر می‌گیرد. داده‌ها از شرکت آب و فاضلاب شهر تهران استحصال شده است. این داده‌ها از دو بخش تشکیل شده‌اند. نخست داده‌های مربوط به دوره ۱۳۸۲/۱/۱ تا ۱۳۸۸/۸/۳۰ برای آموزش و آزمایش شبکه عصبی و تخمین مدل ARMA و بخش دوم از ۱۳۸۸/۹/۱ تا ۱۳۸۸/۹/۱۰ برای اعتبارسنجی و مقایسه مدل‌های مذکور مورد استفاده قرار می‌گیرد.

۳-۱- ARMA

برای پیش‌بینی داده‌های سری زمانی ابتدا مانایی سری زمانی را بررسی کرده و مرتبه انباشتگی (d) تعیین می‌شود. در مطالعه حاضر سری زمانی در سطح ۹۵ درصد بر اساس آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته[5]، مانا شد (d برابر با صفر گردد). سپس تعداد جملات خودرگرسیو (p) و تعداد جملات میانگین متحرک (p)، با استفاده از توابع خودهمبستگی (AC) خودهمبستگی‌جزئی (PAC) بر اساس مراحل باکس - جنکینز محاسبه شد. اما از آنجایی که ممکن است مدل‌های دیگری وجود داشته باشند که مقدار آکائیک یا شوارتز کمتری داشته باشند و بر الگوی مذکور ترجیح داده شوند، مدل‌های دیگر را نیز بررسی می‌کنیم. بر این اساس کمترین مقدار آکائیک، مربوط به فرایند تعداد جملات خودرگرسیو و میانگین متحرک می‌باشد، که نتایج تفصیلی حاصل از برآورد آن، در جدول (۱) آورده شده است.

---

1. Auto Coloration
2. Partial Auto Correlation
3. Akaike Information Criterion (AIC)
4. Schwarz Baisian criterion
5. Augmented Dickey-Fuller test statistic

جدول(۱): نتایج حاصل از برآورد دوره ۸۸/۸/۳۰ - ۸۲/۱/۱

نام متغیر	ضریب	آزمون T	نام متغیر	ضریب	آزمون T
C	۱۴.۹	۲۲۵.۵	AR(14)	۰.۱۱	۵.۱۸
AR(1)	۰.۸۲	۱۵.۸۹	AR(364)	۰.۱۹	۱۳.۶۸
AR(2)	-۰.۲۴	-۵.۷۳	MA(1)	-۰.۲۳	-۴.۴۵
AR(3)	۰.۰۷	۲.۹۵	MA(2)	۰.۱۹	۵.۹۲
AR(4)	۰.۰۵	۲.۲۳	MA(3)	۰.۰۷	۲.۲۵
AR(5)	-۰.۰۴۵	-۱.۹۶	MA(4)	۰.۰۵	۱.۴۸
AR(6)	-۰.۰۰۳	-۰.۰۸	MA(5)	۰.۱۰	۳.۲۲
AR(7)	۰.۵۵	۱۶.۴۹	MA(6)	۰.۱۲	۳.۶۳
AR(8)	-۰.۷۸	-۱۵.۴۱	MA(7)	-۰.۳۹	-۱۱.۶۲
AR(9)	۰.۳۰	۸.۲۹	MA(8)	۰.۵۲	۱۲.۴۷
AR(13)	-۰.۰۵	-۲.۱۵			
$\overline{R}^2$ = ۰/۹۱		F= ۹۴۳			

مأخذ : یافته‌های تحقیق

در جدول (۱) جملات خودرگرسیو مرتبه شش ((AR(6)) و میانگین متحرک مرتبه چهار ((MA(4)) به لحاظ آماری معنادار نمی‌باشند. جمله خودرگرسیو مرتبه پنج ((AR(5)) در سطح خطای ۰.۰۵ و بقیه جملات در سطح خطای ۰.۰۱ به لحاظ آماری معنادار می‌باشند.

۳-۲- شبکه عصبی

انواع مختلفی از شبکه‌های عصبی مصنوعی با توجه به اهداف تحقیق می‌توان استفاده شود. در این تحقیق از شبکه عصبی چند لایه پیشخور (MFNN)[1] استفاده شده است. جدول (۲) چگونگی طراحی و مدل‌سازی تقاضای روزانه آب شهری را در شبکه عصبی نشان می‌دهد.

1. Multilayered Feedforward Neural Network.

جدول(۲): طراحی و مدل‌سازی تقاضای روزانه آب شهری در شبکه عصبی

نوع شبکه عصبی	پیشخور چندلایه‌ای	الگوریتم آموزش شبکه‌های عصبی	لونبرگ- مارکوات
تابع فعال‌سازی	سیگموئید	متد توقف فرایند آموزش	early stopping
تعداد نرون ورودی	۱۲	دوره زمانی آموزش و آزمایش	۱۳۸۸/۸/۳۰ - ۱۳۸۲/۱/۱
تعداد نرون خروجی	۱	نسبت تعداد داده‌های آموزش و آزمایش	۰/۹۵ به ۰/۰۵
معیار تعیین تعداد نرون‌های مخفی	MSE	نرخ یادگیری	۰/۰۱
تعداد لایه پنهان	۱	دوره زمانی‌پیش‌بینی	۱۳۸۸/۹/۱۰ - ۱۳۸۸/۹/۱
تعداد نرون‌های پنهان	۱۸		

در طراحی شبکه‌های عصبی متغیرهای مؤثر (نرون‌های ورودی) عبارتند از درجه دما هوا در قالب سه ورودی حداقل دما، حداکثر دما و میانگین دما روزانه، روزهای هفته (به طور معمول در روزهای پنجشنبه به دلیل فعالیت پاره وقت و تعطیلی برخی مؤسسات مصرف آب تا حدودی کاهش می‌یابد. در اکثر روزهای جمعه به‌رغم افزایش مصرف خانوارها، به دلیل تعطیلی فعالیت‌های اقتصادی مصرف آب کاهش می‌یابد. همچنین در آغاز هفته مصرف آب نسبت به بقیه روزها به دلیل شروع فعالیت‌های اقتصادی افزایش می‌یابد و در بقیه روزهای هفته نوسان دارد)، ایام تعطیلات و روزهای خاص (مانند ماه رمضان و ...)؛ بنابراین دوازده نرون در لایه ورودی داریم.

با توجه به جدول (۲) در مطالعه حاضر از شبکه عصبی پیشخور چند لایه، دارای ۲۰ نرون در لایه مخفی و تابع فعال‌سازی سیگموئید و لایه خروجی آن به کار گرفته شده است. پس از تعیین تعداد وقفه‌های بهینه، برای انتخاب تعداد نرون‌های لایه مخفی شبکه، شبکه‌های مختلف با تعداد نرون‌های مخفی متفاوت طراحی شده و آموزش داده شد. از میان این شبکه‌ها با توجه به معیار MSE، شبکه بهینه انتخاب گردید. یعنی شبکه با کمترین MSE که دارای ۲۰ نرون مخفی بود به کار گرفته شد. لایه ورودی با توجه به داده‌های ورودی با دوازده نرون در نظر گرفته شده است. تابع فعال‌سازی استفاده شده برای شبکه مذکور از نوع سیگموئید است. خروجی‌های شبکه، دارای یک نرون و تابع فعال‌سازی خطی[۱] می‌باشد.

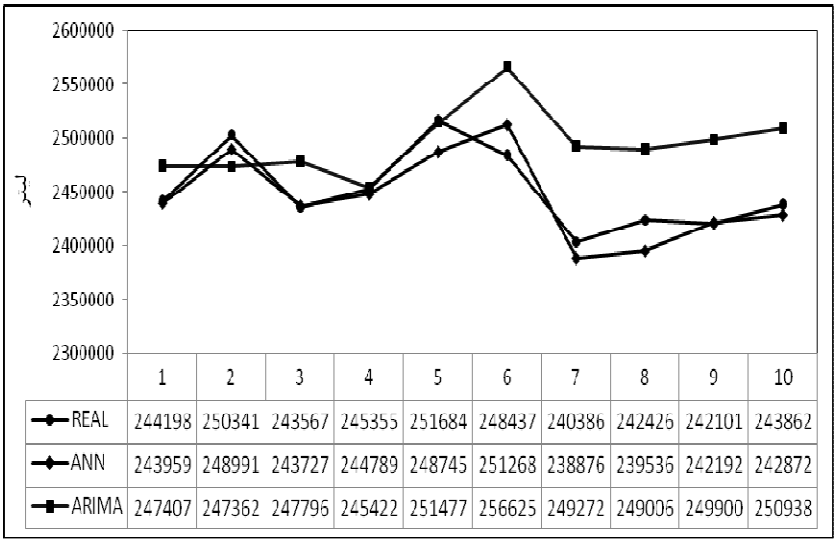
۱. در ادبیات شبکه‌های عصبی معمولاً منظور از یک تابع فعال‌سازی خطی استفاده از یک تابع خطی همانی است.

از میان الگوریتم‌های مختلفی که برای آموزش شبکه‌های عصبی مورد استفاده قرار می‌گیرد، الگوریتم لونبرگ - مارکوات انتخاب گردید. چرا که این الگوریتم در مقایسه با سایر الگوریتم‌های پس انتشار خطا دارای سرعت بیشتری است. دوره آموزش و آزمایش، شامل ۲۰۰۰ داده می‌باشد. تعداد داده‌های آموزش و آزمایش مدل به نسبت ۰/۹۵ به ۰/۰۵ تقسیم گردید و از نرخ یادگیری ۰/۰۱ استفاده شد. برای توقف فرایند آموزش از متد early stopping بهره گرفته شد. در نهایت شبکه عصبی با استفاده نرم‌افزار MATLAB(2008) طراحی و مدل‌بندی‌شد.

۴- ارزیابی مدل‌های پیش‌بینی

نمودار (۱) نتایج حاصل از پیش‌بینی تقاضای روزانه آب شهری را به وسیله شبکه عصبی پیشخور و فرایند ARIMA به همراه مقادیر واقعی برای ده روز آینده (۸۸/۹/۱۰ - ۸۸/۹/۱) نشان می‌دهد.

نمودار (۱)- مقادیر پیش‌بینی شده تقاضای آب شهری توسط مدل‌های پیش‌بینی



	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
REAL	244198	250341	243567	245355	251684	248437	240386	242426	242101	243862
ANN	243959	248991	243727	244789	248745	251268	238876	239536	242192	242872
ARIMA	247407	247362	247796	245422	251477	256625	249272	249006	249900	250938

مأخذ : یافته‌های تحقیق

به منظور مقایسه قدرت پیش‌بینی فرایند ARIMA و شبکه عصبی مصنوعی از معیارهای میانگین مربع خطای استاندارد (MSE)، مجذور میانگین مربع خطا استاندارد (RMSE)، میانگین قدر مطلق خطا (MAE) و میانگین درصد قدر مطلق خطا (MAPE) به صورت گام به گام (روز یکم تا روز دهم) استفاده شده که نتایج آن در جدول (۳) آورده شده است. این معیارها بر اساس مقیاس داده‌های واقعی ۸۸/۹/۱۰ - ۸۸/۹/۱ محاسبه شده‌اند.

جدول(۳): مقایسه قدرت پیش‌بینی مدل‌های شبکه عصبی پیشخور و ARMA

معیار	گام	شبکه عصبی	ARMA	معیار	گام	شبکه عصبی	ARMA
MSE	1	5722547	1029369783	MAE	1	2392	32083
	2	93975056	958442109		2	7945	30937
	3	63503128	1235096053		3	5830	34721
	4	55640646	926433469		4	5788	26208
	5	217315773	741999542		5	10509	21379
	6	314695803	1735786074		6	13476	31463
	7	302322331	2615888170		7	13708	39663
	8	368944902	2830226974		8	15607	42931
	9	328045067	3191601108		9	13975	42931
	10	305039064	3373074438		10	13568	49219
RMSE	1	2392	32083	MAPE	1	0.09	1.31
	2	9694	30958		2	0.31	1.25
	3	7968	35143		3	0.23	1.41
	4	7459	30437		4	0.23	1.07
	5	14741	27239		5	0.42	0.87
	6	17739	41662		6	0.54	1.27
	7	17387	51145		7	0.55	1.62
	8	19207	53199		8	0.63	1.76
	9	18112	56494		9	0.56	1.92
	10	17465	58078		10	0.55	2.02

مأخذ:یافته‌های تحقیق

دلیل استفاده از پیش‌بینی نوع گام به گام (روز یکم تا روز دهم) بیان این نکته است که برای مثال یک مدل، در طول ده روز پیش‌بینی، ممکن است در چند روز اول نسبت به مدل دیگری از قدرت پیش‌بینی بالاتری برخوردار باشد اما در ارزیابی مجموع ده روز این گونه نباشد، که توانایی پیش‌بینی این مدل در نوع دوم نادیده گرفته می‌شود. هر گام معرف یک روز می‌باشد به عنوان مثال در گام دوم مدل‌های مذکور برای دو روز آینده پیش‌بینی می‌کنند و در گام هفتم مدل‌ها برای هفت روز آینده پیش‌بینی می‌کنند.

با توجه به نتایج جدول (۲) کلیه معیارها نشان‌دهندهٔ برتری شبکه عصبی پیشخور نسبت به مدل ARMA می‌باشد. براساس نتایج به دست آمده مدل شبکه عصبی پیشخور در تمام گام‌ها، دارای خطای کمتر و در نتیجه کارایی بیشتری در پیش‌بینی تقاضای روزانه آب شهری است.

نتیجه‌گیری

با توجه به نقش حیاتی آب در زندگی روزمره، آگاهی از میزان تقاضای آن در جهت برنامه‌ریزی، طراحی و اجرا و مدیریت بهتر منابع آب از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

هدف از این تحقیق، برآورد و ارائه مدل مناسب برای پیش‌بینی تقاضای کوتاه‌مدت آب شهر تهران می‌باشد. در این تحقیق به مطالعه تطبیقی روش‌های خطی ARMA و غیرخطی شبکه عصبی پیشخور چند لایه برای پیش‌بینی تقاضای روزانه آب شهری پرداخته شد. با توجه به نتایج جدول (۳) شبکه عصبی پیشخور از نظر تمامی معیارهای عملکرد، بر روش ARMA برتری دارد. نتایج مطالعه نشان داد که شبکه عصبی مصنوعی توانایی بالایی در پیش‌بینی تقاضای روزانه آب دارد و قادر است میزان تقاضای آب را دقیق‌تر از روش ARMA پیش‌بینی نماید. بر این اساس با توجه به اهمیت آگاهی از تقاضای کوتاه‌مدت آب شهری، به مدیران و بهره‌برداران سیستم‌های آب شهری پیشنهاد می‌گردد که از شبکه‌های عصبی مصنوعی به عنوان یک ابزاری قدرتمند در تجزیه و تحلیل و پیش‌بینی داده‌ها، می‌توان در مواردی همچون مدیریت منابع آب، مدیریت بهره‌برداری مخازن و تصفیه خانه‌های آب، برنامه‌ریزی و مدیریت پمپ‌ها و شیرآلات شبکه، تعیین قابلیت اطمینان شبکه، کنترل کیفیت آب، مدیریت بهره‌برداری در تصفیه خانه، تعیین بهترین زمان جهت تعمیرات و بازسازی شبکه، کاهش آب به حساب نیامده، پیش‌بینی مقدار فروش آب، هزینه‌های دریافتی و مقایسه عرضه و تقاضا بهره برد.

منابع

الف- فارسی

۱. ابریشمی، حمید؛ مهرآرا، محسن؛ ***اقتصادسنجی کاربردی***، انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۸۱.

۲. اصغری اسکویی، محمدرضا؛ «**کاربرد شبکه‌های عصبی در پیش‌بینی سری‌های زمانی**»، فصل‌نامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۳۸۱، شماره ۱۲.

۳. پورکاظمی، محمد حسین؛ نهاوندی، افسر، امیر و بیژن؛ «**مطالعه تطبیقی روش‌های خطی ARIMA و غیرخطی شبکه‌های عصبی در پیش‌بینی تقاضای اشتراک گاز شهری**»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۴، شماره ۷۱.

۴. تابش، مسعود؛ گوشه، سیامک؛ یزدان‌پناه، محمد جواد؛ «**پیش‌بینی تقاضای کوتاه‌مدت شهر تهران با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی**»، نشریه دانشکده فنی، جلد ۴۱، ۱۳۸۵، شماره ۱.

۵. شرزه‌ای، غلامعلی؛ احراری، مهدی؛ فخرائی، حسن؛ «**پیش‌بینی تقاضای آب شهر تهران با استفاده از الگوی ساختاری، سری‌های زمانی و شبکه عصبی نوع GMDH**»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۷، شماره ۸۴

۶. گوشه، سیامک؛ **تخمین تقاضای کوتاه‌مدت آب شهری با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی**، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده فنی، دانشگاه تهران، ۱۳۸۲.

ب- لاتین

7. Bithas Kostas, "**Stoforos Chrysostomos, Estimating urban Residential water Demand Determinants and Forecasting Water Demand For Athens Metropolitan Area**", 2000-2010, South-Eastern Europe Journal of Economics, Vol. 1, 2006.
8. Jain, Ashu et al; "**Short-term Water demand Forecast Modelling at IIT Kanpur Using Artificial Neural Networks**", Water Resources Management, 2001, No. 15.
9. K.B. Khatri; K. Vairavamoorthy; "**Water Demand Forecasting for the City of the Future against the Uncertainties and the Global Change Pressures: Case of Birmingham**", EWRI/ASCE: 2009, Conference: Kansas, USA May, 2009.
10. Liu, J; Savenije, H.G & Xu, J; "**Forecast of Water Demand in Weinan City in China Using WDF-ANN Model**", Physics and Chemistry of the Earth, Vol. 28, 2002.
11. Maidment, D. R. & Parzen, E; "**Cascade model of monthly municipal water use**" J. of Water Resources Research, Vol. 20, 1984, No. 1.
12. Maidment, D. R; Miaou, S. P & Crawford, M. M; "**Transfer function models of daily urban water use**", J. of Water Resources Research, Vol. 21, 1985, No. 4.
13. Ravindra Sen Pillay; ***Short-Term Water Demand Forecasting for Production Optimisation***, University of Southern Queensland Faculty of Engineering and Surveying, 2005.
14. Stark, H.L; Stanley, J.S; Buchanan, I.D; ***Water Demand Forecasting Using Artificial Neural Networks***, University of Alberta, 2000.
15. Yu, M.J; Joo, C.N; Koo, J.Y; "**Application of Short-Term Water Demand Prediction Model to Seoul**", Journal of Water Science & Technology, Vol. 46, 2002, No. 6-7.

Modeling and Forecasting of Urban Water Short-run Demand

By: Hossein Sadeghi [1]
Mahdi Zolfaghari [2]
Rahman Aram [3]

Water is one of the most importance sources for provision of the human needs that plays a vital role in current life. Therefore awareness about water demand is important for necessary policy making for demand management. In this paper we modeled Tehran water daily demand by nonlinear Artificial Neural Network and linear process of ARMA for a 7 years period and forecasted the urban water daily demand for 10 days. The effective factors on urban water daily demand in designing of neural network are temperature (minimum, average, maximum), week days, holidays and special days. Results present that artificial neural network have higher power than ARMA in forecasting the Tehran city water daily demand on the basis of indicators of forecast accuracy valuation.

Keywords: Demand Water, Forecasting, Artificial Neural Networks, ARMA.

JEL Classification: C53, C5.

1. Email: sadeghih@modares.ac.ir
2. Email: zolfaghari_mahdi@yahoo.com
3. Email: a.rahman@ yahoo.com

Test of Asymmetric Information in the Automobile Insurance Industry of IRAN

By: GholamReza Keshavarz Haddad [1]
Monireh Amirkhanloo [2]

Classical theory of asymmetric information predicts a positive correlation between risk and insurance coverage. Using a sample of 69553 policyholders in Iran Insurance Company with optional items in the car's body insurance contract, which provides significant and relevant information on the preferences of costumers, this research intends to test the prediction. Statistical tests have been conducted by the conditional independence Bivariate Probit model and Nonparametric Statistics which have been pioneered in Chiappori and Salanie (2000) and Chiappori et al (2006).The distinctive feature of the research is the use of individual data of policyholders in the oligopolistic Iran's Insurance market. Our findings confirm realistic expectation and positive correlation in Iran's Automobile Insurance Market (IAIM), which indicates a strict evidence of Adverse Selection or Moral Hazard in the market. These results imply inefficiency in IAIM and the existence of informationally inconsistent insurance contracts in the insurance industry of Iran.

Keywords: Automobile Insurance, Contract Theory, Asymmetric Information, Adverse Selection, Moral Hazard, Nonparametric Inference.

JEL Classification: D82, G22.

1. Email: G.K.Haddad@sharif.edu
2. Email: M.amirkhanlu@iccim.ir

The Impact of Human Capital Accumulation on Manufacturing Industries' Export at Iranian Provinces Level

By: Mohsen Pour Ebadollahan Covich [1]
Hossein Asgharpur [2]
Firouz Fallahi [3]
Hassan Abdi [4]

With regard to the significance and high proportion of Iranian manufacturing industries' export in non_oil export basket and their impact on balanced economic growth in Iran, it is essential that effective factors on the manufacturing industries' export be investigated. This paper investigates the impact of human capital on the export of Iranian industries, using a panel data set of 2-digit ISIC manufacturing industries at Iranian provinces level, over the period 2000-2007.

For that purpose, we use the number of workers with higher education degree (as a proxy for human capital) to examine the effect of human capital on the export of the manufacturing industries. The results show that human capital, manufacturing value added and nominal exchange rate have positive and significant effects on the export of the manufacturing industries. In addition, the domestic demand of manufacturing goods and terms of trade have significant negative effects on these industries export. Therefore, any effort to expand the higher education is highly recommended.

Keywords: Human Capital, Manufacturing Industries' Export, Panel Data, Iranian Provinces.

JEL Classification: F14, O15, C33, R10.

1. Email: Mohsen_P51@hotmail.com
2. Email: Asgharpurh@yahoo.com
3. Email: Ffallahi@tabrizu.ac.ir
4. Email: Hassanabdi77@yahoo.com

The Effect of Development on Democracy: A Critical Review on Recent Theories

BY: Jafar Ebadi [1]
Mahmood Motevasseli [2]
Ali Nikoo Nesbati [3]

In recent years many scholars have discussed the impact of development on democracy. In this article, by using a comparative study approach, we review the literature of the effect of development on democracy. We also, focus on recent debates, provided by Acemoglu (2001-2009) and his colleagues and Ingelhare and Welzel (2001-2009) who have offered two opposite views regarding the matter. Our aim is to compare the effective democracy with electoral democracy. While electoral democracy includes just the elections, Effective democracy includes genuine autonomous choice and the extent to which elites actually follow legal norms or elite integrity.

This article shows that effective democracy will put an end to dispute about the effect of development on democracy and a minimum level of development is required for reaching to effective democracy. Therefore our findings theoretically reject Acemoglu and his colleagues' view that development does not have any effect on democracy. Also, in this article it is shown that contrary to Ingelhare and Welzel's theory there is not a linear relation between development and democracy and still many unsolved problems prevail.

Keywords: Development, Democracy, Electoral Democracy, Effective Democracy, Modernization.

JEL Classification: H10, O10.

1. Email: Jebadi@ut.ac.ir
2. Email: Motavaselim@yahoo.com
3. Email: alinikoo77@gmail.com

Causal Relationships between Good Governance Elements in the Countries at the Risk of Natural Resource Curse

By: Hossein Mirshojaeian Hosseini [1]
Farhad Rahbar [2]

Sachs and Warner (1995) proposed "Natural Resource Curse" hypothesis that believed natural resource-rich countries have lower growth rate relative to the others. Different models like Dutch disease, rent seeking, patronage, and destruction of institutions have been designed to explain the hypothesis. The emerging consensus believes that natural resource abundance is not the determinant of cursing or blessing of natural resources. In fact, what is the key driving force is the institutional quality of countries. The current paper investigates the causal relationships between the elements of good governance in the countries at the risk of natural resource curse to find a road map for the countries that want to escape or prevent from this curse. The paper reveals that two elements of good governance, i.e., control of corruption and regulatory quality, have higher priorities than the others due to their casual impacts.

Keywords: Natural Resource Curse, Good Governance, Granger Causality Test.

JEL Classification: C23, O13, O17.

1. Email: mirshojaeian@ut.ac.ir
2. Email: frahbar@ut.ac.ir

Business Cycles in Iran's Economy and Analysis of Their Causes Using Generalized Moment Method

By: Ali Asghar Esfandiary [1]
Najmeh Sadat Mousavi [2]

This study deals with Iranian business cycles and analysis of their causes. In this study the time series of variables consisting national income and the other influential variables in creating business cycles have been used and all the data with annual frequency are considered as logarithmic and the fixed price of 1997. The period of study is between 1971 and 2007. In other to extract the business cycles, the statistic at method of Hodrick-Prescott Filter (HP) was used and the Business Cycles Indicators of lag. Lead and coincident variables were recognized. After wards, the lead variable were analyzed based on linear regression model of business cycles and also on the advanced econometric method called Generalized Method of Moment (GMM), and the contribution of each above variables were determined in creating fluctuations of real gross domestic product (GDP). The estimated coefficients showed that the oil & gas export variables have a positive impact and the oil price variable has had negative impact on business cycles in Iran.

Keywords: Business Cycles, Hodrick-Prescott Filter (HP), Business Cycles Indicators, Generalized Method of Moments (GMM).

JEL Classification: E32, E01, C40, C22.

1. Email: a.esfandiari@khozestan.srbian.ac.ir
2. Email: mousavi_ns@iauahvaz.ac.ir

Measuring and Analysing the Effect of International Agricultural Expenditures on R&D in the Total Factor Productivity of Agricultural Sector in Iran

By: Akbar Komijani [1]
Ali Bagherzadeh [2]

Agricultural economists have indicated that the rate of return of expenditures on agricultural R&D is relatively favourable.

Alston and Evenson (2007) say that the R&D expenditure is the core variable for the productivity factor. In this study, at first the impact of international agricultural research and human capital was estimated on productivity by Almon lag model and in the next step the rate of return international agricultural R&D on the agricultural sector of Iran was calculated. The result showed that the international R&D in agricultural sector affects on productivity after 4 years and this effect will last for 3 years .The long term coefficient of international agricultural R&D is 0.18 and the internal rate of return (IRR) was calculated up to 38% in productivity models of Iran during the period of 1979- 2008 (1358-1387) which is lower than the average rate in developing countries.

Keywords: TFP, Divisia Index, International Agricultural R&D, Almon Model, IRR.

JEL Classification: O44, J21, Q18.

1. Email: komijani@ut.ac.ir
2. Email: bagherzadeh_eco58@ yahoo.com

Testing J and S Curves in the Case of Iran (1976-2007) (J Curve and S Curve Approaches)

By: Alireza Kazerooni [1]
Siavash Mohammadpoor [2]
Majid Feshari [3]

The main objective of this paper is to investigate the effect of currency devaluation on the trade balance of Iran by using J and S curve approaches over the period of 1976-2007.

For this purpose, we used the Johansen's co-integration approach and impulse response function for the long run and short run analysis, respectively.

The empirical results reveal that currency devaluation has a negative effect on the Iranian trade balance in long run as well as short run and reject the J and S curves hypothesis for Iran. Overall the empirical findings of the J and S suggest that the trade balance of Iran does not improve as a result of currency devaluation.

Keywords: Trade Balance, Currency Devaluation, J and S Curves.

JEL Classification: C22, F32, F42.

1. Email: ar.kazerooni@gmail.com
2. Email: siavash.mohammadpoor@gmail.com
3. Email: majid.feshari@gmail.com