بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه علمی- پژوهشی

پژوهشهای رشد و توسعه اقتصادی

صاحب امتیاز: دانشگاه پیام نور

مدیر مسؤول: دکترهادی غفاری

سر دبیر: دکتر محمد رضا لطفعلی‌پور

مدیر داخلی: علی یونسی

هیئت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

ردیف	عضو هیئت تحریریه	موسسات آموزشی و پژوهشی	درجه علمی	رشته
۱	دکتر ابوالقاسم اثنی عشری	دانشگاه پیام نور مازندران	دانشیار	اقتصاد
۲	دکتر فرهاد خداداد کاشی	دانشگاه پیام نور سازمان مرکزی	دانشیار	اقتصاد
۳	دکتر سید محمد رضا سید نورانی	دانشگاه علامه طباطبایی	دانشیار	اقتصاد
۴	دکتر اس پی سینگ	آی آی تی رورکی هندوستان	استاد	اقتصاد
۵	دکتر مهدی صادقی شاهدانی	دانشگاه علوم اقتصادی	دانشیار	اقتصاد
۶	دکتر محمد حسن فطرس	دانشگاه بوعلی سینا همدان	دانشیار	اقتصاد
۷	دکتر محمد رضا لطفعلی‌پور	دانشگاه فردوسی مشهد	دانشیار	اقتصاد
۸	دکتر غلامرضا مصباحی مقدم	دانشگاه امام صادق (ع)	دانشیار	اقتصاد
۹	دکتر محمد علی مولایی	دانشگاه صنعتی شاهرود	استادیار	اقتصاد
۱۰	دکتر محمود یحیی زاده‌فر	دانشگاه مازندران	دانشیار	مدیریت

ویراستار فارسی: دکتر محسن ذوالفقاری

ویراستار انگلیسی: دکتر مژگان عیوضی

تایپ و صفحه‌آرایی: احمد آقایی

شمارگان چاپ: ۱۰۰۰ نسخه

قیمت: توزیع در سراسر کشور به صورت رایگان

همکاران علمی‌فصلنامه (به ترتیب حروف الفبا)

دکتر سید عزیز آرمن	دکتر علی ربیعی	دکتر لطفعلی عاقلی	دکتر سید نظام الدین مکیان
دکتر اسماعیل ابونوری	دکتر مصطفی رجبی	دکتر حجت اله عبدالملکی	دکتر عبد العلی منصف
دکتـر محمـد طـاهر احمـدی	دکتر محمدجواد رزمی	دکتر قهرمان عبدلی	دکتر داوود منظور
شادمهری	دکتر منصور زراء نژاد	دکتر علیرضا عرفانی	دکتر فرشاد مؤمنی
دکتر رضا اکبریان	دکتر بهرام سحابی	دکتر مرتضی عزتی	دکتر رزیتا مؤید فر
دکتر حسین اکبری فرد	دکتر مصطفی سلیمی فر	دکتر علی عسگری	دکتر محسن مهرآرا
دکتر محمد ایمانی برندق	دکتر کیومرث سهیلی	دکتر صدیقه عطر کار روشن	دکتر نادر مهرگان
دکتر صادق بافنده ایمان دوست	دکتر اله‌مراد سیف	دکتر مصطفی عماد زاده	دکتر زهرا میلا علمی
دکتر محسن پور عبادالهان	دکتر ابوالفضل شاه آبادی	دکتر علی فلاحتی	دکتر رضا نجار زاده
دکتر فتح‌اله تاری	دکتر بیتا شایگانی	دکتر محمدعلی فلاحی	دکتر سید عباس نجفی زاده
دکتر وحید تقی نژاد	دکتر حسین شریفی رنانی	دکتر محمد علی فیض پور	دکتر زهرا نصرالهی
دکتر سید عبدالمجید جلائی	دکتر احمد شعبانی	دکتر علی کارشناسان	دکتر خدیجه نصرالهی
دکتر سید ابراهیم حسینی نسب	دکتر علیرضا شکیبایی	دکتر اسرافیل کسرایی	دکتر محمد نوفرستی
دکتر منصور خلیلی عراقی	دکتر محمد نبی شهیکی تاش	دکتر محمد لشکری	دکتر محمد واعظ
دکتر یداله دادگر	دکتر حسین صادقی	دکتر پرویز محمدزاده	دکتر مسعود همایونی فر
دکتر سهراب دل انگیزان	دکتر زین العابدین صادقی	دکتر یوسف محنت فر	دکتر کاظم یاوری
دکتر سعید راسخی			

این فصلنامه به موجب نامه شماره ۸۹/۳/۱۱/۳۶۹۳۴ مورخ ۸۹/۸/۸ کمیسیون نشریات علمی کشور دارای درجه علمی– پژوهشی است و در قالب تفاهم نامه، با همکاری (به ترتیب حروف الفبا) دانشگاه علوم اقتصادی، دانشگاه امام صادق (ع)، دانشگاه بوعلی سینا، دانشگاه پیام نور استان مازندران، دانشگاه صنعتی شاهرود و دانشگاه مازندران منتشر می‌شود.

این فصلنامه از اولین شماره در پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC)، بانک اطلاعات نشریات کشور (Magiran)، مرکز اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی (SID) و پایگاه جهانی (EconLit) نمایه شده است.

Journal of Economic Literature
American Economic Association Publications
2403 SIDNEY STREET, SUITE 260
PITTSBURGH, PENNSYLVANIA 15203
Telephone (412) 432-2300
Fax (412) 431-3014

May 13, 2011

Dear Dr. Ghaffari,

Thank you for providing a copy of the *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research* to *EconLit*. An annotation of the journal will appear in the New Journals section of the Annotated Listing of New Books department of the September 2011 issue of the *Journal of Economic Literature* (*JEL)*.

In addition, the journal has been evaluated and accepted for listing in *EconLit*. We require that you send us copies of all individual issues of the journal, beginning with your back issues to date. This arrangement, which is subject to periodic review and may be changed in the future, carries an exchange provision: The American Economic Association provides the editors of listed journals with complimentary copies of *JEL* on CD.

Please find enclosed a complimentary subscription form and instructions concerning the provision of abstracts for *EconLit*. I am also enclosing promotional literature describing the indexes. If you have any questions, please let me know.

Yours sincerely,

Liz Braunstein
Production Editor, EconLit
liz@econlit.org

Hadi Ghaffari
Payame Noor University of Markazi Province
P.O Box 38135-1136
Arak
IRAN

شرایط تدوین و پذیرش مقاله و چگونگی ارسال آن

محورهای پذیرش مقاله

۱- مباحث توصیفی و کیفی رشد، توسعه و توسعه اقتصادی

۲- مباحث تحلیلی و کمی رشد، توسعه و توسعه اقتصادی

۳- نظریه پردازی رشد، توسعه و توسعه اقتصادی از دیدگاه اسلام

۴- نظریه پردازی رشد، توسعه و توسعه اقتصادی در ایران

۵- سیاست‌ها و راهبردهای رشد، توسعه و توسعه اقتصادی در ایران و کشورهای درحال‌توسعه

۶- بررسی موردی توسعه محلی، منطقه‌ای و ملی

۷- استراتژی‌های رشد، توسعه و توسعه اقتصادی در ایران و کشورهای درحال‌توسعه

۸- بررسی تطبیقی رشد و توسعه اقتصادی در کشورهای درحال‌توسعه و کشورهای اسلامی

۹- بخش‌های اقتصادی (کشاورزی، صنعت، خدمات و...) و رشد و توسعه اقتصادی

۱۰- کاربرد تکنیک‌های نوین اقتصاد ریاضی و اقتصاد سنجی در جهت حل مسائل رشد، توسعه و توسعه اقتصادی

۱۱- جهانی شدن، تجارت بین‌الملل و رشد و توسعه اقتصادی

۱۲- سایر موضوعات مرتبط در حوزه اقتصاد توسعه و توسعه اقتصادی

شرایط پذیرش مقاله

الف – محتوی

۱- در جهت اهداف و محورهای فصلنامه باشد.

۲- جنبه علمی‌و پژوهشی داشته باشد.

۳- حاصل مطالعات، تجربه‌ها و پژوهش‌های نویسنده یا نویسندگان باشد.

۴- در هیچ یک از نشریات داخلی و خارجی یا مجموعه مقالات سمینارها و مجامع علمی‌به چاپ نرسیده و یا به طور همزمان برای سایر مجلات ارسال نشده باشد (در ضمن تا سه ماه بعد از ارسال مقاله به این فصلنامه از ارسال آن به مجله دیگر خودداری فرمائید در غیر این صورت ضمن حذف مقاله از پذیرش مقالات بعدی معذوریم).

ب – شکل ظاهری

۱- مقاله شامل عنوان، معرفی نویسنده یا نویسندگان (آدرس محل کار، تلفن، نمابر و پست الکترونیکی)، چکیده فارسی و انگلیسی، واژه‌های کلیدی (حداکثر ۵ واژه)، طبقه بندی JEL، مقدمه، پیشینه، روش، چارچوب نظری، یافته‌ها، نتیجه‌گیری، پیوست‌ها و فهرست منابع باشد.

۲- نرم افزار Microsoft Word 2003-2007

۳- فاصله ها از چهار طرف صفحه عبارتند از : Bottom: 8 cm, Top: 3.7 cm , Left: 4.5 cm , Right: 4.5 cm.
علاوه بر این صفحات مقاله از ۲۰ صفحه تایپ شده در قطع A4 تجاوز نکند.

۴- عنوان مقاله با قلم B Yagut ضخیم ۱۴، نام نویسندگان با قلم B Traffic ضخیم ۱۱، تیتر های داخلی مقاله با قلم B Yagut ضخیم ۱۳.

۵- تعداد کلمات چکیده حداکثر ۲۰۰ کلمه با قلم B zar نازک ۱۱.

۶- متن فارسی مقاله با قلم B zar نازک ۱۳، برای متن‌های لاتین با قلم Times New Roman نازک ۱۲ .

۷- فاصله تقریبی میان سطور Single، تورفتگی پاراگراف 0.5 cm.

۸- روش ارجاع داخل متون (APA) باشد، یعنی منابع مورد استفاده در متن به این صورت درج شود:
نام خانوادگی نویسنده، تاریخ انتشار، شماره جلد و شماره صفحه (مظفر، ۱۳۷۵، ج ۱، ص ۱۱).

۹- تمام منابع به صورت انگلیسی باشد. فهرست منابع در آخر مقاله بر حسب حروف الفبایی نام خانوادگی نویسنده، به شکل زیر تنظیم گردد:

الف) کتاب: نام خانوادگی و نام نویسنده، سال انتشار، نام کتاب، نام مترجم، محل انتشار، نام ناشر، شماره چاپ، تاریخ انتشار، شماره جلد.

ب) مقاله: نام خانوادگی و نام نویسنده، سال انتشار، عنوان مقاله، نام نشریه، محل انتشار، شماره مجله و شماره صفحات.

ج) مجموعه مقالات: نام خانوادگی و نام نویسنده، سال انتشار، عنوان مقاله، نام و نام خانوادگی گردآورنده، عنوان مجموعه مقالات، سال، شماره صفحات.

د) پی‌نوشت‌های توضیحی در پایان همان صفحه آورده شود.

۱۰- کلیه مقالاتی که در آن‌ها از روش‌های کمی‌و تجربی استفاده شده، لازم است داده‌ها، پرسشنامه و یا خروجی کامپیوتری را به ضمیمه مقاله ارسال نمایند.

نحوه ارسال مقاله

۱- مراجعه به سایت فصلنامه به آدرس www.pepnu.ir

۲- انتخاب گزینه ارسال مقاله.

۳- مطالعه راهنمای نویسندگان و تنظیم مقاله بر اساس آن.

۴- ثبت نام در سامانه.

۵- ورود به سامانه با کلمه کاربری و کلمه عبور شخصی.

۶- ارسال مقاله.

لازم به ذکر است که نامه اعلام وصول به محض تکمیل فرایند ارسال مقاله به آدرس الکترونیکی شما ارسال خواهد شد.

آدرس پستی: اراک، خیابان شهید شیرودی، کوچه امانی راد، دانشگاه پیام نور استان مرکزی، صندوق پستی ۱۱۳۶-۳۸۱۳۵ دفتر فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهشهای رشد و توسعه اقتصادی.

تلفن: ۲۲۴۷۸۵۳ – ۰۸۶۱ نمابر: ۴۰۲۱۱۵۱ -۰۸۶۱ همراه: ۰۹۱۸۵۲۸۸۱۳۰

پست الکترونیکی: egdr@pepnu.ir آدرس الکترونیکی: www.pepnu.ir

سایر نکات

- ترتیب مقالات به ارزش علمی‌و یا شخصیت نویسندگان ارتباطی ندارد.
- مسؤولیت محتوای مقالات به عهده نویسندگان است و چاپ مقاله لزوماً به معنای تایید آن نیست.
- فصلنامه در ویراستاری، تلخیص و تنظیم مطالب مقاله آزاد است.
- مقالات دریافت شده در صورت پذیرش یا عدم پذیرش، مسترد نخواهد شد.

فهرست مطالب

اثرات غیرخطی مصرف انرژی بر رشد اقتصادی مبتنی بر رویکرد حد آستانه‌ای.....۱۱
دکتر محسن مهرآرا، محمود زارعی

اندازه گیری حداقل معاش با استفاده از سیستم مخارج خطی مطالعه موردی: جامعه شهری استان یزد (برنامه های سوم و چهارم توسعه).....٤٥
دکتر سید نظام الدین مکیان، آزاده سعادت خواه

بررسی درجه تسلط سیاست مالی در اقتصاد ایران در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی.....٦٩
دکتر سعید مشیری، شعله باقری پرمهر، سید هادی موسوی نیک

وقف به مثابه منبع تامین مالی خرد اسلامی: ارائه الگوی تشکیل موسسات تامین مالی خرد وقفی در کشور.....۹۱
دکتر غلامرضا مصباحی‌مقدم، حسین میسمی، محسن عبدالهی، مهدی قائمی‌اصل

شناسایی حباب قیمت مسکن در تهران در خلال سالهای ۱۳۸۷-۱۳۷۱ (با استفاده از مدل پوتربا و تئوری Q توبین)
.....۱۳۱
دکتر جهانگیر بیابانی، تقوا خسروی

کنکاشی پیرامون رابطه ی توسعه اقتصادی و مرگ و میر ناشی از تصادفات جاده ای در ایران: کاربردی از رهیافت رگرسیون توزیع دو جمله ای منفی.....۱۸۳
الهام ذکائی علمداری، دکتر حسن خداویسی، دکتر فیروز فلاحی

جایگاه حمل و نقل و تاثیر آن بر دیگر بخش‌های اقتصاد کشور: یک تحلیل داده-ستانده.....۲۰۷
دکتر نورالدین شریفی

اثرات غیرخطی مصرف انرژی بر رشد اقتصادی مبتنی بر رویکرد حد آستانه‌ای

دکتر محسن مهرآرا*، محمود زارعی**

دریافت: ۱۳۸۹/۱۱/۲۱ پذیرش: ۱۳۹۰/۹/۳۰

چکیده

در این مقاله اثرات خطی و غیرخطی مصرف انرژی روی رشد اقتصادی در ایران طی دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۶ مبتنی بر رویکرد رگرسیون حد آستانه مورد بررسی قرار گرفته است. یافته ها دلالت بر آن دارد که مدل‌های غیرخطی مبتنی بر آماره‌های تشخیصی و معنی‌دار بودن ضرایب، نتایج رضایتبخش‌تری را نسبت به مدل‌های خطی در تبیین رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی ارائه میدهند. شواهد تجربی از وجود دو شکست ساختاری (متناظر با سه رژیم) در تابع رشد اقتصادی ایران حکایت دارد. نتایج حاصله نشان می‌دهد که در رژیم مصرف سرانه پایین انرژی (کمتر از پنج بشکه نفت در سال)، اثر نهایی مصرف انرژی بر رشد اقتصادی (با ضریب۰/۰۹)، مثبت و به طور قابل ملاحظه ای بیشتر از سایر رژیم ها است. با عبور از حد آستانه اول و قرار گرفتن در رژیم دوم یا سطوح بالاتر مصرف سرانه انرژی (بین پنج تا هشت بشکه نفت در سال) میزان اثر مذکور به ۰/۰۱۵ کاهش می‌یابد. در رژیم سوم متناظر با مصرف سرانه بالای انرژی (بیش از هشت بشکه نفت در سال)، اثر نهایی مصرف انرژی به حدود صفر رسیده است. از آنجایی که اقتصاد کشور هم اکنون در رژیم سوم مصرف بالای انرژی قرار دارد انتظار نمی رود که کاهش مصرف انرژی اثرات بازدارنده ای بر رشد اقتصادی داشته باشد.

کلمات کلیدی: مصرف انرژی، رشد اقتصادی، مدل حد آستانه، الگوی غیرخطی.

طبقه‌بندی JEL: O13,O41,Q32.

---

* دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، نویسنده مسئول Email: mmehrara@ut.ac.ir

** کارشناس ارشد، رشته اقتصاد دانشگاه تهران Email: m.zareei.1985@gmail.com

۱- مقدمه

شناسایی عوامل تاثیرگذار بر رشد اقتصادی و اندازه گیری سهم هر یک این عوامل، از اهداف اصلی سیاستگزاران اقتصادی در هر کشور است. تا اواخر دهه ۱۹۷۰، در تابع تولید محصول ملی، انرژی به عنوان عامل تولید در نظر گرفته نمی شد. همزمان شدن شوکهای نفتی سال ۱۹۷۳ و ۱۹۷۹ با رکود اقتصادی در غرب، فصل جدیدی را در اهمیت انرژی به عنوان یکی از عوامل رشد اقتصادی گشود. از لحاظ نظری با توجه به اینکه انرژی یکی از عوامل تولید محسوب می گردد، مصرف انرژی به طور مستقیم بر روی رشد اقتصادی تاثیرگذار خواهد بود. در صورتی که مصرف انرژی به عنوان یک عامل تولید افزایش یابد، می تواند موجبات افزایش رشد اقتصادی را فراهم آورد. اما باید توجه داشت افزایش مصرف انرژی، آثار غیرمستقیم منفی را نیز به دنبال دارد. در واقع تولید و مصرف بیشتر انرژی، تنها به هزینه کاهش سرمایه گذاری و نیروی کار در سایر بخش ها (یا بخش غیر انرژی) و کاهش تولید آنها امکان‌پذیر است. بنابراین افزایش مصرف انرژی همواره رشد اقتصادی را با یک نرخ ثابت افزایش نمی‌دهد. علاوه بر این با افزایش مصرف انرژی، بهره وری آن کمتر می شود و همزمان تولید سایر بخش ها با نرخ بیشتری کاهش می‌یابند (با نرخ فزاینده‌ای فدای مصرف بیشتر انرژی می شوند). بدین ترتیب حتی ممکن است افزایش بیش از حد مصرف انرژی اثرات بسیار کم (و حتی منفی) بر رشد اقتصادی داشته باشد. در کشورهای صادر کننده نفت مانند ایران نیز چنین نتیجه ای کاملاً محتمل است. در واقع افزایش بیشتر مصرف انرژی در کشور، تنها به هزینه کاهش صادرات و درآمدهای نفتی میسر خواهد بود. با کاهش درآمدهای نفتی نیز، واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای کاهش می یابد که اثر منفی بر رشد عمومی اقتصادی بر جای می‌گذارد. این بحث دلالت بر آن دارد که ارتباط میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی خطی نیست. به عبارت دیگر انتظار داریم ضریب متغیر مصرف انرژی در مدل های رشد اقتصادی، متغیر بوده و با قرار گرفتن در سطوح مختلف مصرف انرژی، تغییر یابد. انتظار می رود که افزایش مصرف

انرژی تا رسیدن به آستانه‌ی مشخصی، اثر مثبت و بالایی بر رشد اقتصادی داشته باشد؛ اما پس از گذر از آن سطح آستانه، اثر افزایش بیشتر مصرف انرژی بر رشد اقتصادی کاهش یابد و حتی ممکن است منفی شود. در این مقاله قصد داریم رابطه غیر خطی میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی را در اقتصاد ایران آزمون کنیم. در صورت پذیرش فرضیه مذکور، سطح یا سطوح آستانه‌ای از مصرف انرژی که پس از آن اثر مصرف بیشتر انرژی بر رشد اقتصادی تغییر (کاهش) می یابد را محاسبه می کنیم. به علاوه تاثیر مصرف انرژی به همراه سایر عوامل تولید، بر رشد اقتصادی در رژیم های مختلف مصرف انرژی برآورد می گردد. انتظار می رود اثر مصرف انرژی بر رشد اقتصادی در رژیم پایین مصرف انرژی بیشتر از رژیم بالای مصرف انرژی باشد.

در اغلب مطالعاتی که تاکنون برای کشور ایران انجام گرفته است از رابطه غیر خطی میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی غفلت شده است. در این مطالعه ارتباط غیر خطی میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی مبتنی بر الگوهای حد آستانه‌ای طی دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۶مورد آزمون و برآورد قرار می گیرد. به علاوه نتایج حاصل از الگوهای غیرخطی حد آستانه‌ای و رضایتبخش بودن آنها را با الگوهای خطی مقایسه می کنیم. در بخش دوم به مبانی نظری و ارایه الگوی تحقیق می پردازیم. بخش سوم مقاله به مرور مطالعات تجربی در زمینه رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی اختصاص دارد. در بخش چهارم نتایج تجربی حاصل از برآورد الگو ارایه می شوند. در این بخش نتایج حاصل از الگوهای خطی و غیر خطی آستانه‌ای را با یکدیگر مقایسه می کنیم. در بخش پنجم نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادات تحقیق ارائه می گردد.

۲-مبانی نظری

امروزه انرژی از مهمترین عوامل موثر بر رشد اقتصادی محسوب می شود. در دهه‌های پیشین دیدگاه‌های متفاوتی در مورد میزان و نحوه تاثیرگذاری انرژی بر تولید و رشد اقتصادی مطرح شده است. این دیدگاه ها را می توان در دو قالب کلی «دیدگاه

اقتصاددانان بیولوژیست» و «دیدگاه اقتصاددانان نئوکلاسیک» عنوان نمود. اقتصاددانان بیولوژیست انرژی را نهاده غالب در تابع تولید می دانند و از آن به عنوان مهمترین عامل رشد اقتصادی یاد می کنند و عواملی همچون نیروی کار و سرمایه را عوامل واسطه ای در نظر می گیرند. «آیرس»[1]، «نایر»[2] و «استرن»[3] از اقتصاددانان طرفدار این دیدگاه محسوب می شوند. در طرف مقابل اقتصاددانان نئوکلاسیک اعتقاد داشتند انرژی نقش نسبتاً کوچکی در تولید و رشد اقتصادی ایفا می‌نماید و تنها یک نهاده واسطه‌ای است که در سایه‌ی سرمایه، نیروی کار و زمین اهمیت می یابد. پس از بحرانهای نفتی دهه ۷۰ میلادی، این دیدگاه تاحدودی تعدیل شد و دانشمندان نئوکلاسیکی همچون «هامیلتون»[4]، «بارپیج»[5] و «هاریسون»[6]، نقش بزرگتری را برای انرژی در تابع تولید در نظر گرفتند. در مجموع می توان گفت با وجود اختلاف نظر در مورد چگونگی تاثیرگذاری انرژی بر رشد اقتصادی، امروزه اهمیت بالای تاثیرگذاری انرژی در تابع تولید و رشد اقتصادی بر کسی پوشیده نیست. در این پژوهش در تلاشیم چگونگی و میزان تاثیر انرژی بر رشد اقتصادی را تبیین نماییم.

در ادامه این بخش به منظور بررسی چگونگی تاثیر مصرف انرژی بر رشد اقتصادی از الگوهای یک بخشی و دو بخشی بهره می‌بریم. در ابتدا به بررسی مدل یک بخشی می‌پردازیم. در این مدل تابع عمومی تولید بصورت زیر تصریح می‌شود:

$$Y_t = F(K_t, L_t, EC_t) = A_t K_t^a L_t^b EC_t^c \qquad a, b, c > 0 \qquad (1)$$

در این مدل Y_t نشان دهنده تولید کل، A_t، K_t و L_t نیز به ترتیب نشان دهنده تکنولوژی، موجودی سرمایه و نیروی کار می‌باشند.

---

1 . Ayres
2 . Nair
3 . Stern
4 . Hamilton
5 . Barbidge
6 . Harrison

EC_t نیز میزان مصرف انرژی[۱] می باشد. با لگاریتم و دیفرانسیل گیری از دو طرف معادله فوق، آن را بصورت نرخ رشد تبدیل می کنیم:

$$GY_t = \beta_0 + \beta_1 GK_t + \beta_2 GL_t + \beta_3 GEC_t + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

که در آن GY_t نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و GK_t، GL_t و GEC_t نیز به ترتیب نشان دهنده نرخ رشد موجودی سرمایه، نرخ رشد نیروی کار و نرخ رشد مصرف انرژی می باشند. تابع (۲) فرم عمومی مدل تک بخشی برای بررسی اثر مصرف انرژی بر رشد اقتصادی است. از این مدل به عنوان مدل رشد نئوکلاسیک (یا مدل تک بخشی) یاد می شود.

مدل دو بخشی اثر مصرف انرژی بر رشد اقتصادی را به نحو مناسب تری تبیین می کند. برای استخراج این مدل، اقتصاد را به دو بخش انرژی و غیر انرژی تفکیک می کنیم. این روش اولین بار توسط فدر[۲](۱۹۸۲) برای بررسی رابطه میزان صادرات و نرخ رشد اقتصادی مورد استفاده قرار گرفت. تابع تولید برای بخش انرژی و غیر انرژی به صورت زیر تصریح می شود:

$$C = C (L_c , K_c , G) \qquad (۳)$$

$$G = G (L_G , K_G) \qquad (۴)$$

رابطه (۳) تابع تولید بخش غیر انرژی را نشان می دهد که در آن C، Lc، Kc و G به ترتیب نشان دهنده ی تولید بخش غیر انرژی، نیروی کار، موجودی سرمایه و مصرف انرژی در این بخش می باشند. به همین ترتیب در رابطه (۴)، G نشان دهنده تولید بخش انرژی و LG و KG نیز نیروی کار و موجودی سرمایه در این بخش می باشند.

---

۱. مصرف انرژی در این پژوهش شامل مصرف انواع مختلف انرژی (نفت و فرآورده های آن، گاز طبیعی، سوخت های غیر تجاری، انرژی الکتریکی، انرژی باد و . . .) می‌باشد که معادل مصرف آنها به بشکه نفت در محاسبات لحاظ شده است.

2. Feder (1982)

با در نظر گرفتن Y، L و K به عنوان تولید، نیروی کار و موجودی سرمایه کل خواهیم داشت:

$$Y = C + G \quad (۵)$$

$$L = L_c + L_G \quad (۶)$$

$$K = K_c + K_G \quad (۷)$$

با دیفرانسیل گیری از معادلات (۳)، (۴) و(۵) و جایگزینی دیفرانسیل معادلات(۳) و (۴) در معادله (۵) خواهیم داشت:

$$dY = C_L dL_C + C_K dK_C + C_G dG + G_L dL_G + G_K dK_G \quad (۸)$$

که در معادله فوق C_L تولید نهایی نیروی کار در بخش غیرانرژی، C_K تولید نهایی سرمایه در بخش غیرانرژی، C_G اثر نهایی انرژی بر تولید بخش غیرانرژی، G_L تولید نهایی نیروی کار در بخش انرژی، G_K تولید نهایی سرمایه در بخش انرژی می باشد.

حال از معادلات (۶) و (۷) دیفرانسیل می گیریم و سپس آنها را در معادله (۸) جایگذاری می نماییم که در این صورت به معادله زیر می رسیم:

$$dY = C_L (dL - dL_G) + C_K (dK - dK_G) + C_G (G_L dL_G + G_K dK_G) + G_L dL_G + G_K dK_G \quad (۹)$$

با فاکتورگیری خواهیم داشت :

$$dY = C_L dL + C_K dK + (C_G G_L + G_L - C_L)\, dL_G + (C_G G_K + G_K - C_K)\, dK_G \quad (۱۰)$$

$$dY = C_L dL + C_K dK + [1 - (C_L/G_L) + C_G]\, G_L dL_G + [1 - (C_K/G_K) + C_G]\, G_K\, dK \quad (۱۱)$$

از طرفی با توجه به شرط حداقل سازی هزینه داریم :

$$G_L/C_L = G_K/C_K = 1 + \delta \quad (۱۲)$$

این معادله نشان می دهد که نسبت تولید نهایی هر عامل تولید در بخش انرژی نسبت به بخش غیرانرژی برای همه ی عوامل تولید، مساوی هم و برابر یک مقدار ثابت می باشد. به

علاوه:

$\delta<0$: نشان می دهد که بهره وری عوامل در بخش انرژی کمتر از بخش غیرانرژی می باشد.

$\delta>0$: نشان می دهد که بهره وری عوامل در بخش انرژی بیشتر از بخش غیرانرژی می باشد.

$\delta=0$: نشان می دهد که بهره وری عوامل در بخش انرژی برابر با بخش غیرانرژی می باشد.

بر اساس رابطه (۱۲) خواهیم داشت:

$$1 - (C_L/G_L) = 1 - (C_K/G_K) = \delta/(1+\delta) \qquad (۱۳)$$

از به کارگیری رابطه (۱۱) در رابطه (۱۰) به روابط زیر می رسیم:

$$dY = C_L dL + C_K dK + [\delta/(1+\delta) + C_G]\ G_L dL_G + [\delta/(1+\delta) + C_G]\ G_K dK_G$$

$$dY = C_L dL + C_K dK + [\delta/(1+\delta) + C_G]\ (G_L dL_G + G_K\, dK_G)$$

$$dY = C_L dL + C_K dK + [\delta/(1+\delta) + C_G] dG \qquad (۱۴)$$

با تقسیم طرفین رابطه (۱۴) بر Y و در نظر گرفتن $\alpha \equiv CK$ و $\beta \equiv CL\ (L/Y)$ به رابطه زیر خواهیم رسید:

$$dY/Y = \alpha\ (I/Y) + \beta\ (dL/L) + [\delta/(1+\delta) + C_G](dG/G)(G/Y) \qquad (۱۵)$$

که می توان آن را بصورت الگوی اقتصادسنجی زیر نوشت:

$$Y_g = \alpha_{0+}\ \alpha_1\ (I/Y) + \alpha_2\ (L_g) + \alpha_3\ G_g\ (G/Y) + u_t \qquad (۱۶)$$

مطابق این مدل دو بخشی عواملی که بر رشد اقتصادی (Yg) تاثیر می گذارند عبارتند از: نرخ سرمایه گذاری(I/ Y) ، رشد نیروی کار (Lg) و حاصلضرب رشد مصرف انرژی (Gg) در اندازه مصرف انرژی (G/ Y) . در این مقاله معادله مذکور تحت عنوان مدل دو بخشی بصورت خطی و غیرخطی برآورد می گردد.

حد آستانه[1]

در این تحقیق از تکنیک حد آستانه برای بررسی ارتباط غیرخطی احتمالی میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران استفاده خواهد شد. به منظور تشریح تکنیک حد آستانه لازم است در ابتدا به نحوه تاثیر مصرف انرژی بر رشد اقتصادی بپردازیم. همان‌طور که اشاره شد انرژی عاملی تاثیرگذار در فرآیند رشد اقتصادی می باشد اما تاثیر مصرف انرژی بر رشد اقتصادی در سطوح مختلف آن یکسان نیست. این موضوع را بر اساس مدل دو بخشی انرژی و غیر انرژی تبیین می کنیم. تولید بخش انرژی، در سایر بخش ها مورد استفاده قرار می گیرد. برای مثال پالایشگاه‌ها و پتروشیمی ها در بخش انرژی قرار می گیرند و خودروسازی ها و تولید کنندگان مواد غذایی در بخش غیر انرژی فعال هستند. این نوع بررسی برای اقتصادهای وابسته به نفت مانند ایران که بخش بزرگی از ارزش افزوده کل، در بخش انرژی حاصل می شود، بسیار مفید خواهد بود. مصرف انرژی دو نوع اثر بر رشد اقتصادی خواهد داشت. اثر اول، اثر مستقیم نامیده می شود، بدین معنا که تولید بخش انرژی جزئی از تولید کل می باشد. در نتیجه انرژی به طور مستقیم روی رشد اقتصادی اثر مثبت خواهد داشت. اثر دوم، اثر غیر مستقیم نامیده می شودکه این اثر از طریق بخش غیرانرژی ایجاد می شود. اثر غیرمستقیم روی رشد اقتصادی می تواند مثبت یا منفی باشد. اول آنکه افزایش به کارگیری انرژی به عنوان یکی از عوامل تولید بخش غیرانرژی مطابق روابط۳ و۴، موجب افزایش تولید آن بخش و در نتیجه تولید کل خواهد شد؛ البته با افزایش مصرف انرژی در بخش غیر انرژی، بهره وری آن کاهش می یابد. دوم آنکه افزایش مصرف انرژی در بخش غیر انرژی تنها در سایه ی افزایش تولید بخش انرژی امکان پذیر است و افزایش تولید بخش انرژی مستلزم به کارگیری بیشتر نیروی کار و سرمایه در این بخش است. با فرض وجود اشتغال کامل، به کارگیری بیشتر نیروی کار و

1 . Treshhold

سرمایه در بخش انرژی به معنای کاهش به کارگیری این عوامل در بخش غیر انرژی خواهد بود که این امر موجب کاهش تولید بخش غیرانرژی خواهد شد. با فرض آنکه پیش از جابجایی عوامل تولید بین دو بخش، ارزش تولید نهایی نهاده ها در هر دو بخش یکسان و در حالت بهینه بوده است، انتقال سرمایه و نیروی کار از بخش غیر انرژی به بخش انرژی کاهش کارایی آنها را به دنبال خواهد داشت و در نتیجه میزان افزایش تولید بخش انرژی از میزان کاهش تولید بخش غیر انرژی کمتر بوده و در نهایت کاهش تولید کل را به دنبال خواهد شد.

علاوه بر آن برای کشورهای صادر کننده نفت آثار غیر مستقیم افزایش مصرف انرژی بر تولید کل در داخل را می توان از کانال کاهش درآمدهای ارزی نیز توضیح داد. با صادر کردن تولیدات بخش انرژی (به عنوان مثال نفت و فرآورده های نفتی)، می‌توان ارز لازم برای تامین کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای مورد نیاز برای اقتصاد را تامین نمود. اما با مصرف انرژی تولید شده در داخل صادرات آن کاهش می یابد و امکانات واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای در ازای درآمد ارزی حاصل از صادرات، کمتر می‌شود که این امر به معنای آن است که مصرف بیشتر انرژی، به طور غیرمستقیم مانعی در جهت افزایش رشد تولید خواهد بود.

اثر مصرف انرژی روی تولید و یا رشد اقتصادی از برآیند آثار مثبت و منفی (یا آثار مستقیم و غیرمستقیم آن) حاصل می شود. در مواردی که برآیند اثرات مذکور (در اینجا ضریب α_3 در معادله ۱۶) کمیت ثابتی نبوده و بستگی به متغیر دیگری (در اینجا مصرف انرژی) داشته باشد مفهوم حد آستانه به کار می رود. در تحقیق حاضر انتظار می رود با بالا رفتن میزان مصرف انرژی، آثار مثبت مصرف انرژی تا «حد مشخصی» بر آثار منفی آن غلبه داشته و لذا افزایش آن، رشد اقتصادی را افزایش دهد. اما با عبور از آن «حد مشخص»، آثار منفی (غیرمستقیم) مصرف انرژی بر آثار مثبت آن پیشی گرفته و افزایش مصرف انرژی، رشد اقتصادی را کند می‌کند. این «حد مشخص» حد آستانه نامیده می شود

که در این تحقیق بر آنیم که مقدار آن را برآورد و چگونگی اثرگذاری مصرف انرژی بر رشد اقتصادی را در سطوح مختلف مصرف انرژی تشریح نماییم.

۳- مرور مطالعات تجربی

در زمینه مصرف انرژی و رشد اقتصادی مطالعات زیادی انجام شده است. در این بخش مطالعات انجام شده در زمینه ارتباط میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی را مرور می نماییم. مطالعات انجام شده در قالب دو گروه مطالعات انجام شده در خارج از کشور و مطالعات انجام شده در داخل مورد بررسی قرار می گیرد.

۳-۱- مطالعات انجام شده در خارج کشور

از منظر کلی مطالعات انجام شده در زمینه مصرف انرژی و رشد اقتصادی در خارج از کشور در دو دسته قرار می گیرد. دسته اول مطالعاتی هستند که به بررسی روابط علّیت میان این دو متغیر می پردازند و دسته دوم نیز اثر مصرف انرژی بر رشد اقتصادی را با رویکرد معادلات ساختاری بررسی می کنند.

نسل اول مطالعات انجام شده در زمینه رابطه علّی میان رشد اقتصادی و مصرف انرژی از متدلوژی VAR سنتی و آزمون علّیت گرنجر بدون توجه به خواص مانایی متغیرها استفاده کرده اند. مطالعه کرافت و کرافت[1](۱۹۷۸) که در آن علیت میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی در امریکا طی دوره ۱۹۴۷ تا ۱۹۷۴ آزمون شده است یک تحقیق پیشرو در این خصوص بحساب می آید. نتایج این تحقیق نشان می دهد یک رابطه علّیت یکطرفه از تولید ناخالص ملی به مصرف انرژی برای اقتصاد امریکا وجود دارد. لذا آنها نتیجه می‌گیرند که سیاست های صرفه جویی مصرف انرژی موجب کاهش رشد اقتصادی نخواهد شد.

---

1 . Kraft and Kraft (1978)

از دیگر مطالعات انجام شده دراین خصوص می توان بـه مطالعـات آکارکـا و لانـگ [۱] (۱۹۸۰)، یـو و وانـگ [۲] (۱۹۸۴)، یـو و چـوی [۳] (۱۹۸۵)، ارول و یـو [۴] (۱۹۸۷) و ابوصـدرا و باغستانی [۵] (۱۹۸۹) اشاره کرد.

نسل دوم از این مطالعات، با فرض نامانا بودن متغیر هـا از رویکـرد هـم انباشـتگی انگـل گرنجر [۶] بعنوان روشی مناسب بـرای تحقیـق دربـاره روابـط بلندمـدت و کوتـاه مـدت میـان متغیرها استفاده می‌کند. از جمله این مطالعات مـی تـوان بـه تحقیـق گلاسـر و لـی [۷] (۱۹۹۷)، نیچین، نادکارنی و کارنیک [۸] (۱۹۸۸)، وانـگ و گـام [۹] (۱۹۹۲)، چنـگ و لای [۱۰] (۱۹۹۷) و یانگ [۱۱] (۲۰۰۰) اشاره نمود.

نسل سوم، از تخمین زننده های چند متغیره [۱۲] مانند روش جوهانسن [۱۳] استفاده مـی کننـد که بر اساس آن محدودیت هـایی روی ضـرایب روابـط هـم انباشـتگی قابـل آزمـون اسـت. مسیح و مسیح [۱۴] در سال ۱۹۹۶ از اولین محققینی بودند که روش جوهانسن را برای چنـدین کشور آسیایی به کار برده اند. از جمله دیگر مطالعات انجام شـده در ایـن نسـل عبارتنـد از: مطالعه آسافو [۱۵] (۲۰۰۰)، استرن [۱۶] (۲۰۰۰)، قش [۱۷] (۲۰۰۰)، چانگ، فنـگ و ون [۱۸] (۲۰۰۱)،

---

1 . Akarka and Long (1980)
2. Yu and Hwang (1984)
3. Yu and Choi (1985)
4. Erol and Yu (1987)
5. Abosadra and Baghestani (1989)
6. Engle.Granger
7. Glasur,Lee (1997)
8. Nichane , Nadkarni and Karnik (1988)
9 . Hwang and Gum (1992)
10 .Cheng and Lai (1997)
11 .Yang (2000)
12. Multivariate
13. Johansson
14. Masih,Masih (1996)
15. Asafu (2000)
16. Stern (2000)
17. Ghosh (2000)
18. Chang ,Fang and Wen (2001)

گلاسر[1] (۲۰۰۲)، قش (۲۰۰۲)، جامب[2](۲۰۰۴)، اُه و لی[3] (۲۰۰۴)، قالی و الساکا[4] (۲۰۰۴) .

نسل چهارم این مطالعات، روش های پنل هم انباشتگی[5] و مدل های تصحیح خطای مبتنی بر پانل[6] را بکار می گیرند. لی[7] (۲۰۰۵) از جمله کسانی بود که با استفاده از این رویکرد به بررسی رابطه میانGDP و مصرف انرژی برای گروهی از کشورهای در حال توسعه پرداخت. او نشان داد که در کوتاه مدت و بلند مدت تنها یک رابطه یک طرفه از مصرف انرژی به GDP وجود دارد. در نتیجه سیاست های صرفه جویی انرژی اثر زیان باری بر رشد اقتصادی این کشورها که در مرحله گذار می باشند خواهد داشت. چن، کیو وچن[8] (۲۰۰۷) رابطه میان مصرف برق و رشد اقتصادی را با استفاده از داده های تلفیقی شامل ۱۰ کشور آسیایی مورد بررسی قرار دادند که طبق آن رابطه علیت دوطرفه در بلند مدت و رابطه علیت یک طرفه از GDP به مصرف برق در کوتاه مدت میان این دو متغیر وجود دارد. لذا سیاست صرفه جویی انرژی برق در کوتاه مدت و بلند مدت نتایج متفاوتی خواهد داشت.

ایریانی[9] (۲۰۰۶) در بررسی های خود پیرامون رابطه میان تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی در ۶ کشور عضو شورای همکاری های خلیج فارس (GCC) دریافت که یک رابطه علّی یک طرفه از تولید ناخالص داخلی به مصرف انرژی این کشورها وجود دارد و مصرف انرژی عامل تاثیر گذاری بر رشد اقتصادی آنها نمی باشد لذا وی سیاست صرفه جویی انرژی را برای این گروه از کشورها پیشنهاد می کند. مطالعه مهرآرا (۲۰۰۷) به نتایج مشابهی برای کشورهای صادرکننده نفت رسید.

---

1. Glasure (2002)
2. Jumbe (2004)
3. Oh and Lee (2004)
4. Ghali and El.Sakka (2004)
5. Panel.Cointegration
6. Panel.based error correction model
7. Chein.Chiang Lee (2005)
8. Chen, Kuo and Chen (2007)
9. Mahmoud A.Al.Iriani (2006)

لی و چانگ[1] (۲۰۰۷) با بهره گیری از رویکرد داده های پنل یا تلفیقی رابطه میان رشد اقتصادی و مصرف انرژی در ۱۶ کشور آسیایی را مورد مطالعه قرار داد و به این نتیجه رسید که در کوتاه مدت رابطه ای میان این دو متغیر وجود ندارد. اما در بلند مدت رابطه ای یک طرفه از مصرف انرژی به رشد اقتصادی مشاهده می شود؛ درنتیجه اگرچه کاهش مصرف انرژی در کوتاه مدت اثر زیان باری بر رشد اقتصادی نخواهد داشت لیکن این سیاست در بلند مدت موجب کاهش رشد اقتصادی در این گروه از کشورها خواهد شد.

آزترک، اصلان و کال یونکو[2] (۲۰۱۰) نیز رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی را در ۵۱ کشور در سه گروه کشورهای با درآمد پایین، با درآمد متوسط رو به پایین و درآمد متوسط رو به بالا مبتنی بر داده های تلفیقی طی دوره ۱۹۷۱ تا ۲۰۰۵ مورد بررسی قرار می دهد. نتایج پژوهش نشان می دهد یک رابطه علی یک طرفه از تولید ناخالص داخلی به مصرف انرژی در کشور های با درآمد پایین و برای کشورهای با درآمد متوسط نیز یک رابطه دوطرفه و البته ضعیف میان مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی وجود دارد.

اما دسته دیگری از مطالعات، بر اساس معادلات ساختاری یا شرطی[3]، اثر مصرف انرژی را بر رشد اقتصادی مورد بررسی قرار داده‌اند و یا به عبارتی تعیین روابط علی هدف آن پژوهش نبوده است. در ادامه برخی از این مطالعات را مرور می کنیم.

لی و چانگ[4] (۲۰۰۵) اثر مصرف انرژی روی رشد اقتصادی را طی دوره ۱۹۵۵ تا ۲۰۰۳ در کشور تایوان مبتنی بر مدلهای خطی و غیرخطی مورد مطالعه قرار داده اند. نتیجه حاصل از این تحقیق نشان می دهد که اثر مصرف انرژی بر رشد اقتصادی غیر خطی است و رابطه بین این دو متغیر از طریق یک منحنی U معکوس، به خوبی قابل تبیین است.

همچنین این مطالعه نشان می دهد نوسانات مصرف انرژی نقش مهمی را در تغییرات

---

1. Chein.Chiang Lee and Chun.Ping Chang (2007)
2. Ilhan Ozturk & AlperAslan & Huseyin Kalyoncu (2010)
3. Conditional Equations
4. Lee and Chang (2005)

رشد اقتصادی ایفا می نماید.

نارایان و اسمیت[1] (۲۰۰۷) نیز نشان داد که سرمایه، تولید ناخالص داخلی حقیقی و مصرف انرژی در گروه هفت کشور صنعتی(G7) هم انباشته هستند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که افزایش مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی حقیقی را با ضریبی در دامنه ۰/۳۹ – ۰/۴۹ در بلندمدت متاثر می سازد. مطالعه هو و لین[2] (۲۰۰۸) از دیگر مطالعاتی است که مبتنی بر معادلات ساختاری رابطه غیر خطی میان رشد اقتصادی و مصرف انواع مختلف انرژی از جمله نفت، گاز طبیعی و برق را در کشور تایوان طی دوره ۱۹۸۲ تا ۲۰۰۶ با استفاده از تکنیک حد آستانه مورد بررسی قرار داده است. نتایج این تحقیق نشان داد رابطه میان انواع مختلف مصرف انرژی و رشد اقتصادی غیرخطی است و استفاده از نتایج الگوهای خطی گمراه کننده است.

پین و آپرجیس[3] (۲۰۰۸) نیز به بررسی رابطه میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ۶ کشور حوزه‌ی آمریکای مرکزی (کاستاریکا، گواتمالا، السالوادور، هندوراس، نیکاراگوئه و پاناما) طی دوره ۱۹۸۴ تا ۲۰۰۴ پرداخته و نشان می دهند که یک رابطه تعادلی بلندمدت میان تولید ناخالص حقیقی، مصرف انرژی، نیروی کار و موجودی سرمایه وجود دارد. نتایج حاصل از تخمین دلالت بر آن دارد مصرف انرژی، رشد اقتصادی را با ضریب ۰/۲۸ افزایش می دهد. به علاوه این ضریب برای موجودی سرمایه و نیروی کار، به ترتیب ۰/۱۸ و ۰/۶۱ می باشد. آزمون رابطه علیت گرنجر میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی نیز نشان می دهد که در کوتاه مدت و بلندمدت رابطه علیت از مصرف انرژی به رشد اقتصادی است.

---

1. Paresh Kumer Narayan and Russell Smyth (2007)
2. Jin.Li Hu & Cheng.Hsun Lin (2008)
3. James E. Payne & Nicholas Apergis (2008)

۳-۲- مطالعات انجام شده در داخل کشور

در ایران نیز مطالعات زیادی در زمینه ارتباط میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی انجام شده است که در ادامه به مرور برخی از آنها می پردازیم.

آرمن و زارع (۱۳۸۴) با به کارگیری روش تودا و یاماموتو[1] رابطه علیت گرنجری میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی در طول دوره ۱۳۴۶ تا ۱۳۸۱ را بررسی نمودند. در این پژوهش مصرف نهایی انرژی و همچنین حاملهای مختلف انرژی همچون فرآورده‌های نفتی، برق، گاز طبیعی و سوخت های جامد به عنوان متغیرهای بخش انرژی و رشد اقتصادی نیز به عنوان متغیر اصلی بخش تولید در نظر گرفته شده است. نتایج این پژوهش وجود یک رابطه بلندمدت مبتنی بر روش ARDL بین حامل های مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی را تایید می کند. نتایج آزمون علیت نیز حاکی از وجود یک رابطه علّی ضعیف از تولید به مصرف فرآورده‌های عمده نفتی است.

حسنی، عماد الاسلام و کاشمری(۱۳۸۵) ارتباط علّی بین مصرف انرژی، اشتغال و تولید ناخالص داخلی در ایران را طی دوره ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۴ با استفاده از روش تحلیل های هم انباشتگی و آزمون علّیت هسیائو[2] مورد مطالعه قرار داده اند. نتایج حاصله از علّیت هسیائو بیان کننده ی علیت یک طرفه از مصرف انرژی و اشتغال به تولید ناخالص داخلی و از اشتغال به مصرف انرژی است. از این رو، اعمال سیاست های صرفه جویی در مصرف حامل های انرژی در شرایط تعقیب برنامه های ایجاد اشتغال باید با احتیاط کامل صورت بگیرد تا مانع رشد تولید نگردد.

قاضی، آماده و عباسی فر (۱۳۸۶) با استفاده از الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و هم چنین الگوی تصحیح خطا (ECM)، وجود رابطهٔ بلندمدت و کوتاه مدت بین مصرف نهایی انرژی و حامل های مختلف آن (شامل فرآورده های نفتی، برق و گاز) با

---

1. Toda, H.Y. and T. Yamamoto (1995)
2. Hsiao (1981)

تولید و اشتغال را در بخشهای مختلف اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۲- ۱۳۵۰ مورد بررسی قرار می دهند. نتایج حاصل نشان داد که یک رابطهٔ علیت کوتاه مدت و بلندمدت یک طرفه از مصرف نهایی انرژی و مصرف نهایی انرژی برق به رشد اقتصادی وجود دارد. به علاوه رشد اقتصادی نیز، علت کوتاه مدت برای مصرف نهایی گاز طبیعی شناخته می شود. در بخش صنعت، یک رابطهٔ علیت یک طرفه از مصرف نهایی انرژی به رشد ارزش افزوده این بخش وجود دارد. در بخش کشاورزی، رابطهٔ علیت کوتاه مدت و بلندمدت به صورت یک طرفه از مصرف نهایی انرژی برق به سمت رشد ارزش افزوده این بخش می باشد.

بهبودی، اصغرپور و قزوینیان (۱۳۸۶)، رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را با استفاده از داده های سری زمانی سالانه اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۴۶ تا ۱۳۸۴ با تاکید بر شکست ساختاری مورد بررسی قرار داده اند. نتایج تجربی حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد میان مصرف انرژی و تولید در ایران با در نظر گرفتن شکست ساختاری، یک رابطه بلندمدت(مثبت) وجود دارد.

نوروزی(۱۳۸۷) اثر مصرف انرژی بر هر یک از بخش های نفت و گاز، خدمات، کشاورزی و صنعت در ایران را مبتنی بر داده های تلفیقی مورد مطالعه قرار می دهد. نتایج نشان می دهد افزایش مصرف انواع مختلف انرژی سهم کمی در رشد بخش های مختلف اقتصادی کشور دارد. اینطور بحث می شود که استفاده بخشهای مختلف کشور از شیوه‌های سنتی موجب شده است، تکنولوژیهای انرژی بر، نقش کمی در تولید بخش های مختلف اقتصادی کشور داشته باشند. به طور خلاصه این پژوهش نشان می دهد افزایش مصرف انرژی در بخشهای مختلف تاثیر مثبتی ندارد.

سبحانیان (۱۳۸۸) اثرات غیر خطی رشد اقتصادی بر مصرف انرژی را در کشورهای وابسته به درآمد نفتی (کشورهای عضو اوپک [۱]) و همچنین کشورهای بریک (BRIC) [۲] بررسی می کند.

---

۱. شامل: ایران، عراق، عربستان سعودی، کویت، امارات متحده عربی ، قطر، الجزایر، لیبی، نیجریه، اندونزی، ونزوئلا، آنگولا و اکوادور

۲. شامل: برزیل، روسیه، هند و چین

برای این منظور از داده‌های تلفیقی طی دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۶ برای هر دو گروه کشورهای مذکور مبتنی بر الگوی تصحیح خطای آستانه‌ای استفاده شده است. نتایج دلالت بر آن دارد که در هر دو گروه از کشورها اثرات رشد اقتصادی بر مصرف انرژی غیر خطی است بطوریکه نرخهای بالای رشد اقتصادی (نرخ های رشد اقتصادی بیشتر از سطح آستانهٔ ۰/۰۱ برای اوپک و ۰/۰۹ برای بریک)، مصرف انرژی در آن کشورها را با شدت بیشتری افزایش می‌دهد. البته اثرات رشد اقتصادی بر مصرف انرژی در گروه کشورهای بریک به مراتب بیشتر است. بنابراین هر چند رشد اقتصادی بالاتر از سطح آستانه باشد، به آلودگی محیط زیست در کشورهای اوپک دامن می زند اما این کشورها بایستی نگرانی کمتری در خصوص اثرات مخرب رشد اقتصادی بر محیط زیست (نسبت به گروه کشورهای بریک) داشته باشند.

از دیگر مطالعات انجام شده در داخل می توان به مطالعات حاجی نوروزی(۱۳۸۵)، آذر مصطفایی (۱۳۸۰)، شرزه‌ای و وحیدی (۱۳۸۰)، ملکی (۱۳۷۸)، جوادی (۱۳۷۷)، رحمانی (۱۳۷۶) و رحیمی(۱۳۷۲) اشاره کرد.

۴- نتایج تجربی

در این پژوهش، داده های آماری مورد استفاده به صورت سری زمانی می باشد، لذا لازم است قبل از برآورد الگوهای (۲) و (۱۶)، ابتدا ویژگی متغیرها از نظر مانایی بررسی شود. به منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون ریشه واحد، بصورت آزمون دیکی فولر تعمیم یافته ADF[1] بهره می گیریم (سایر آزمون های ریشه واحد نیز نتایج مشابهی بدست می دهند). نتایج آزمون های ریشه واحد برای تمامی متغیرهای مدل تک بخشی(۲) و دو بخشی(۱۶) در جدول (۱) ارائه شده است. همان طور که ملاحظه می گردد کلیه متغیرها مانا می باشند. لذا برآوردهای حاصل از الگو و استنباط های آماری مربوطه معتبر هستند.

1 . Augmented Dickey.Fuller

جدول ۱- بررسی پایایی متغیرهای مدل

متغیر	آماره محاسبه شده	مقادیر بحرانی سطح ۵٪	مقادیر بحرانی سطح ۱۰٪	نوع آزمون	نتیجه آزمون
Yg	-۴.۷۶۱	-۲.۹۳۵	-۲.۶۰	با عرض از مبدأ	H_0 رد می شود.
GEC_t	-۳.۳۱۷	-۲.۹۴	-۲.۶۱	با عرض از مبدأ	H_0 رد می شود.
GL_t	-۴.۹۲۷	-۲.۹۴	-۲.۶۱	با عرض از مبدأ	H_0 رد می شود.
GK_t	-۳.۴۹۸	-۲.۹۴	-۲.۶۰	با عرض از مبدأ	H_0 رد می شود.
(I/Y)	-۳.۴۲۴	-۲.۹۳	-۲.۶۰	با عرض از مبدأ	H_0 رد می شود.
G_g (G/ Y)	-۳.۱۰	-۲.۹۴	-۲.۶۰	با عرض از مبدأ	H_0 رد می شود.

ماخذ: محاسبات تحقیق

در ادامه الگوهای خطی تک بخشی و دو بخشی و همچنین الگوی غیر خطی متناظر با هر یک را با روش حد آستانه برآورد و نتایج را با یکدیگر مقایسه می‌کنیم.

۴-۱- تخمین مدل های خطی تک بخشی و دو بخشی

در این بخش هر یک از مدل های معرفی شده تک بخشی و دو بخشی برای اقتصاد ایران از سال ۱۳۳۸ تا سال ۱۳۸۶ به صورت خطی برآورد می گردد. سپس در مراحل بعدی، الگوی غیرخطی مبتنی بر تکنیک حد آستانه را نیز برآورد کرده و نتایج تخمین را با یکدیگر مقایسه می کنیم. نتایج حاصل از برآورد الگوی تک بخشی معادله (۲) در جدول (۲) ارایه می شود.

جدول۲ - نتایج تخمین مدل خطی تک بخشی

نام متغیر	جمله ثابت	GK_t	GL_t	GEC_t
ضریب متغیر	-۰/۰۹	۰/۴۶	۱/۶۲	۰/۹۹
آمارهt	-۲/۵۸**	۱/۳۹	۱/۳۹	۳/۲۳***
انحراف معیار	۰/۰۳	۰/۳۳	۱/۱۶	۰/۳
معیار های ارزیابی	R^2 = ۰/۴۶۷		SSR= ۰/۳۰	
معیار های تشخیص	D-W= ۱/۹۵ , RESET=۴/۳۲*** , AR (4)=۱/۳۰ χ^2 , HET= ۷/۱۲** , NORM= ۵/۰۱***			

توضیحات: ***، ** و * به ترتیب نشان دهنده معنی داری در سطح ۱٪، ۵٪، و ۱۰٪ می باشد.

ماخذ: محاسبات تحقیق

نتایج آزمون های تشخیصی در انتهای این جدول آورده شده است. در جدول مذکور χ^2 AR(4) آماره آزمون ضریب لاگرانژ برای خود همبستگی پیاپی جملات اخلال (برای چهار وقفه)، *RESET* آماره آزمون رمزی[1] برای شکل تبعی الگو مبتنی بر مربع مقادیر برازش شده، *NORM* آماره آزمون نرمال بودن باقیمانده ها مبتنی بر چولگی[2] و کشیدگی[3] باقیمانده ها و *HET* آماره آزمون واریانس همسانی بر اساس رگرسیون مربع باقیمانده ها روی مربع مقادیر برازش شده می باشد. همان طور که ملاحظه می‌شود نتایج حاصله برای تصریح خطی به ویژه در خصوص فروض فرم تبعی الگو، واریانس همسانی و نرمال بودن باقیمانده ها رضایتبخش نمی باشند. به علاوه متغیرهای رشد نیروی کار و موجودی سرمایه بر خلاف انتظار اثر معناداری روی رشد اقتصادی ندارند. ضریب تعیین مدل تک بخشی نیز پایین(حدود ۴۶ درصد) بوده که حکایت از توانایی پایین مدل در تبیین اثر انرژی و دیگر عوامل بر رشد اقتصادی دارد. لذا نتایج حاصل از برآورد مدل تک بخشی به صورت خطی رضایت بخش نیست.

نتایج حاصل از تخمین الگوی دو بخشی (۱۶) نیز در جدول(۳) ارایه شده است. نتایج جدول حاکی از آن است که متغیرهای رشد نیروی کار، L_g ، رشد مصرف انرژی در اندازه آن، G_g (G/Y) ، و نسبت سرمایه گذاری به تولید، I/Y ، اثر معناداری بر رشد اقتصادی ندارند. معیارهای تشخیصی نیز در برخی موارد شامل شکل تبعی الگو (آزمون رمزی)، همسانی واریانس‌ها و نرمال بودن توزیع جملات اخلال رضایتبخش نیستند. ضریب تعیین ۴۸ درصدی نشان دهنده قدرت توضیح‌دهندگی پایین مدل است. نتایج ضعیف برای تخمین هر دو مدل خطی تک بخشی و دو بخشی، دلالت بر آن دارند که تصریحات خطی قادر نیستند اثر عوامل تولید از جمله مصرف انرژی را بر رشد اقتصادی ایران به نحو رضایتبخشی تبیین کنند. لذا در ادامه به برآورد تصریحات غیر خطی می‌پردازیم.

---

1. Ramsey's RESET test
2. Skewness
3. Kurtosis

جدول۳- نتایج تخمین خطی مدل دو بخشی

نام متغیر	عرض از مبدا	L_g	G_g (G/ Y)	(I/ Y)
ضریب متغیر	-۰/۰۹	۲/۰۰۳	۰/۰۰۶	۰/۲۰۹
آماره t	-۰/۶۶	۱/۳۵	۱/۶۲	۰/۴۷
انحراف معیار	۰/۱۴	۱/۴۸	۰/۰۰۳	۰/۴۴
معیار های ارزیابی	R^2= ۰/۴۸		SSR= ۰/۱۴	
معیار های تشخیص	D-W= ۱/۳۵ RESET=۴/۰۱*** AR (2)= ۴/۵۶*** χ^2 , HET= ۶/۷۱** , NORM= ۳/۵۲**			

توضیحات : علامت * بیانگر معنی دار بودن ضریب متغیر مربوطه در سطح خطای ۱۰٪، علامت ** معنی دار بودن در سطح ۵ ٪ و علامت *** معنی داری در سطح اهمیت ۱٪ می باشد.

ماخذ: محاسبات تحقیق

۴-۲-تخمین مدل های غیر خطی

در این بخش مدل های غیر خطی تک بخشی و دو بخشی را برآورد می کنیم. نتایج آزمون های شکست ساختاری مربوطه نشان می‌دهند که پارامترهای مدل رشد ثابت نبوده و تحت تاثیر مصرف سرانه انرژی قرار دارند. این پارامترها در دو نقطه (یا دو حد آستانه‌ای) از مصرف سرانه انرژی دچار تغییر ساختاری می‌شوند. لذا بایستی معادله رشد اقتصادی را برای سه رژیم مختلف مورد برآورد قرار دهیم. این رژیم ها بر اساس میزان مصرف سرانه انرژی(GS) تعیین می شوند. به عبارت دیگر متغیر آستانه در مدل رشد اقتصادی، مصرف سرانه انرژی است[1]. مدل تک بخشی غیر خطی مبتنی بر روش آستانه‌ای بصورت زیر تصریح می شوند.

$$GY_t = \beta_0 + \beta_1 GK_t + \beta_2 GL_t + \beta_3 GEC_t + I(GS > a_0)(\beta_4 + \beta_5 GK_t + \beta_6 GL_t + \beta_7 GEC_t) + I(GS > a_1)(\beta_8 + \beta_9 GK_t + \beta_{10} GL_t + \beta_{11} GEC_t) \quad (۱۷)$$

۱. بر اساس آزمون های پیشنهادی توسط کوک (Cook, 1999) متغیر آستانه، مصرف سرانه انرژی و تعداد رژیم ها برابر ۳ تعیین می گردد. نتایج این آزمون ها و روش انجام آنها برای صرفه جویی ارایه نشده است.

که برای رابطه‌ی فوق شرایط زیر در نظر گرفته می شود:

$$I(GS > a_0) = 1 \quad if \quad GS > a_0$$
$$= 0 \quad if \quad GS \le a_0$$
$$I(GS > a_1) = 1 \quad if \quad GS > a_1$$
$$= 0 \quad if \quad GS \le a_1$$

به طور مثال چنانچه مصرف سرانه انرژی(GS) کمتر از حد آستانه a_0 باشد، متغیرهای رشد موجودی سرمایه، رشد نیروی کار و رشد مصرف انرژی به ترتیب با ضرایب β_1، β_2 و β_3 بر رشد اقتصادی اثرگذار خواهند بود؛ حالت مذکور را رژیم مصرف سرانه پایین انرژی می نامیم. در صورتیکه مصرف سرانه انرژی بین دو مقدار a_0 و a_1 باشد (رژیم مصرف سرانه میانی انرژی)، ضرایب متغیرهای مذکور تغییر کرده و به ترتیب به سطح $\beta_1+\beta_5$، $\beta_2+\beta_6$ و $\beta_3+\beta_7$ می رسند. در رژیم مصرف سرانه بالای انرژی ($GS > a_1$)، ضریب این متغیرها به ترتیب $\beta_1+\beta_5+\beta_9$ ، $\beta_2+\beta_6+\beta_{10}$ و $\beta_3+\beta_7+\beta_{11}$ خواهند بود. به منظور تخمین مدل غیر خطی مذکور، لازم است ابتدا پارامترهای حدود آستانه مصرف سرانه انرژی یعنی مقادیر a_0 و a_1 برآورد شوند.

وجود سه رژیم یا دو مقدار برای حد آستانه به معنای آن است که اثر مصرف انرژی بر رشد اقتصادی در طول ۴۰ سال اخیر دو بار تغییر کرده است. چان[1](۱۹۹۳) روشی را برای برآورد سازگار مقادیر آستانه ارائه داده است. در این روش برای تخمین مقادیر آستانه، الگوی (۱۷) را به ازای مقادیر مختلف a_0 و a_1 برآورد کرده و برای هر رگرسیون مجموع مربعات باقیمانده ها را محاسبه می کنیم. تخمین های پارامتر آستانه، مقادیری هستند که مجموع مربعات باقیمانده را حداقل می کنند. بدین ترتیب مقادیر آستانه برای مصرف انرژی سرانه معادل با ۵ و ۸ بشکه نفت، برآورد می شوند. نتایج تخمین مدل تک بخشی با در نظر گرفتن دو مقدار آستانه (سه رژیم برای سطح مصرف انرژی) در جدول(۴) ارایه شده است.

1. Chan (1993)

جدول۴- نتایج تخمین غیرخطی مدل تک بخشی

متغیر	$GS \leq 5$	$5 < GS \leq 8$	$GS > 8$
عرض از مبدا	-۰/۱۳*** (-۴/۱۲)	-۰/۱۳*** (-۴/۱۲)	۰/۰۲*** (۳/۳۴)
GK_t	۲/۳۱*** (۷/۲۰)	۰/۲۹*** (۴/۵۹)	۰/۲۱*** (۵/۱۹)
GL_t	۲/۲۴ (۱/۵۵)	۱/۴۱ (۱/۳۵)	۱/۴۱ (۱/۳۵)
GEC_t	۲/۱۹** (۳/۸۱)	۱/۵۳*** (۴/۷۲)	-۰/۰۷۲** (-۲/۴۱)
معیارهای ارزیابی	R^2= ۰/۶۷		SSR= ۰/۱۸
معیارهای تشخیص	NORM= ۱/۹۲ , HET= ۴/۴۲*** , χ^2 AR (4) = ۱/۵۶ RESET=۴/۰۱*** , D-W= ۲/۱۰		

توضیحات :اعداد داخل پرانتز معرف آماره t می باشند. علامت * بیانگر معنی دار بودن ضریب متغیر مربوطه در سطح خطای ۱۰٪، ** معنی دار بودن در سطح ۵ ٪ و *** معنی داری در سطح اهمیت ۱٪ می باشد.

ماخذ: محاسبات تحقیق

مطابق نتایج حاصله، متغیرهای رشد موجودی سرمایه و رشد مصرف انرژی در تمامی رژیم ها اثر معناداری روی رشد اقتصادی دارند. در مقابل رشد نیروی کار در هیچ یک از رژیم ها اثر معناداری بر رشد اقتصادی ندارد. معیارهای تشخیصی نیز از نرمال بودن توزیع پسماند و عدم وجود خودهمبستگی پسماندها حکایت دارد. اما واریانس همسانی پسماندها و آزمون فرم تبعی صحیح (رمزی) رد می شود. در مجموع می توان گفت که نتایج حاصل از تخمین غیرخطی مدل تک بخشی نسبت به تخمین خطی، رضایت بخش‌تر است. ضریب تعیین بالاتر (ضریب تعیین۶۷ درصدی) و معنادار بودن اغلب ضرایب این موضوع را تایید می نماید. تحلیل نتایج حاصل از تخمین ضرایب نشان می دهد که اثر رشد موجودی سرمایه بر رشد اقتصادی در سطوح پایین مصرف سرانه انرژی به مراتب بیشتر از سطوح بالاترمصرف سرانه انرژی است.

در سطوح پایین مصرف انرژی، افزایش رشد مصرف انرژی تاثیر قابل ملاحظه ای (با ضریب ۲/۱۹) بر رشد اقتصادی دارد، اما با بالاتر رفتن مصرف انرژی سرانه و با عبور از حد آستانه اول، اثر رشد بیشتر مصرف انرژی بر رشد اقتصادی کاهش می یابد. با عبور از حد آستانه دوم (در رژیم مصرف بالای انرژی) نیز اثر انرژی بر رشد اقتصادی منفی است. این نتیجه بر افزایش آثار غیرمستقیم منفی مصرف انرژی بر رشد دلالت دارد و با انتظارات قبلی ما سازگار است.

علیرغم آنکه نتایج حاصل از تخمین غیرخطی مدل تک بخشی نسبت به حالت تخمین خطی، رضایت بخش تر است، اما با این وجود هنوز آزمون های تشخیصی دلالت بر آن دارد که الگوی یک بخشی احتمالاً دچار خطای تصریح است. لذا در ادامه به تصریح و برآورد مدل غیرخطی دو بخشی (به عنوان کامل ترین تصریح) می پردازیم. انتظار بر این است که مدل دو بخشی غیرخطی (با تفکیک اثر مصرف انرژی به دو اثر مستقیم و غیر مستقیم) نسبت به سایر مدل ها، از توانایی بیشتری در تبیین عوامل تعیین کننده رشد اقتصادی برخوردار باشد. مدل غیرخطی دوبخشی بصورت زیر تصریح می شود:

$$Y_g = \alpha_{0+} \alpha_1 (I/Y) + \alpha_2 (L_g) + \alpha_3 G_g (G/Y) + I(GS > b_0)(\alpha_{4+} \alpha_5 (I/Y) + \alpha_6 (L_g) + \alpha_7 G_g (G/Y)) + I(GS > b_1)(\alpha_{8+} \alpha_9 (I/Y) + \alpha_{10} (L_g) + \alpha_{11} G_g (G/Y)) \qquad (۱۸)$$

که برای رابطه‌ی فوق شرایط زیر در نظر گرفته می شود :

$$I(GS > b_0) = 1 \quad if \quad GS > b_0$$
$$= 0 \quad if \quad GS \le b_0$$

$$I(GS > b_1) = 1 \quad if \quad GS > b_1$$
$$= 0 \quad if \quad GS \le b_1$$

تفسیر ضرایب در رژیم های مختلف همانند مدل غیر خطی تک بخشی است. به طور مثال در رژیم مصرف سرانه پایین انرژی ($GS \le b_0$) نسبت سرمایه گذاری، رشد نیروی کار و مصرف انرژی به ترتیب با ضرایب α_1، α_2 و α_3 بر رشد اقتصادی اثرگذار خواهند بود؛

در رژیم مصرف سرانه میانی انرژی ($b_0 \le GS \le b_1$)، ضرایب متغیرهای مذکور به

ترتیب به سطح $\alpha_1+\alpha_5$، $\alpha_2+\alpha_6$ و $\alpha_3+\alpha_7$ تغییر می کنند. در رژیم مصرف سرانه بالای انرژی($GS>b_1$)، ضریب این متغیرها به ترتیب$\alpha_1+\alpha_5+\alpha_9$ ، $\alpha_2+\alpha_6+\alpha_{10}$ و $\alpha_3+\alpha_7+\alpha_{11}$ خواهند بود. نتایج تخمین مدل دو بخشی به صورت غیرخطی برای داده های اقتصاد ایران در جدول(۵) ارایه شده است.

جدول۵- نتایج تخمین غیرخطی مدل دو بخشی

متغیر	$GS \leq 5$	$5 < GS \leq 8$	$GS > 8$
عرض از مبدا	-۱/۳۳* (-۱/۸۳)	-۰/۲۷** (۱/۴۴)	-۰/۰۵۸*** (۳/۵۹)
L_g	۰/۵۱*** (۳/۱۰)	۲/۰۳*** (۲/۷۷)	۰/۶۹* (-۱/۷۳)
G_g (G/ Y)	۰/۰۹** (۲/۱۰)	۰/۰۱۵* (۱/۷۷)	۰/۰۰۲** (۲/۷۳)
(I / Y)	۳/۷۰** (۲/۰۳)	۰/۲۶* (۱/۸۶)	۰/۲۵* (۱/۸۹)
معیارهای ارزیابی	R^2= ۰/۷۴		SSR= ۰/۱۴
معیارهای تشخیص	NORM=۰/۷۷ , HET= ۰/۲۴ , χ^2 AR (4) = ۱/۵۰ RESET=۱/۰۱ , D-W= ۲/۰۳		

توضیحات :اعداد داخل پرانتز معرف آماره t می باشند و علامت * بیانگر معنی دار بودن ضریب متغیر مربوطه در سطح خطای ۱۰٪، علامت ** معنی دار بودن در سطح ۵ ٪ و علامت *** معنی داری در سطح اهمیت ۱٪ می‌باشد.

ماخذ: محاسبات تحقیق

نتایج جدول حاکی از آن است که تمامی متغیرهای رشد نیروی کار، نسبت سرمایه گذاری به تولید و همچنین حاصلضرب رشد مصرف انرژی در اندازه ی آن، دارای اثر معناداری روی رشد اقتصادی می باشند. ضریب تعیین ۷۴ درصدی مدل، به مراتب بالاتر از الگوی خطی و یک بخشی است و قدرت تبیین بالای آن را نشان می دهد. کلیه آزمون های تشخیصی نیز رضایتبخش بوده و برای الگوی دو بخشی غیر خطی بطور چشمگیری بهبود یافته اند.

همان طور که انتظار می رود نسبت سرمایه گذاری به تولید اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد. اما با گذر از حد آستانه اول این اثر به شدت کاهش یافته به طوریکه این ضریب از ۳/۷۰ برای رژیم اول (مصرف پایین انرژی) به ۰/۲۶ برای رژیم دوم کاهش می یابد. برای رژیم سوم (مصرف بالای انرژی) نیز اثر این متغیر مشابه رژیم دوم می باشد.

متغیر Gg (G/ Y) در مدل نشان دهنده‌ی برآیند آثار مستقیم و غیرمستقیم مصرف انرژی بر رشد اقتصادی است. همان طور که جدول نشان می دهد انرژی در رژیم اول یعنی در سطوح پایین مصرف سرانه انرژی، تاثیر مثبت و معناداری (با ضریب ۰/۰۹) بر رشد اقتصادی دارد، ولی مشاهده می شود پس از عبور از حد آستانه اول و با قرار گرفتن در رژیم میانی مصرف سرانه انرژی، تاثیر آن بر رشد اقتصادی به میزان قابل توجهی کاهش می یابد، به طوریکه ضریب متغیر مصرف انرژی در مدل از ۰/۰۹ به ۰/۰۱ می رسد. در رژیم سوم (مصرف سرانه بالای انرژی)، اثر مصرف انرژی بر رشد اقتصادی کاهش بیشتری می‌یابد. این نتایج به معنای تایید فرضیه اصلی تحقیق می باشد. به عبارت دیگر کاهش این ضرایب نشان دهنده‌ی آن است که با افزایش مصرف انرژی و قرار گرفتن در سطوح بالاتر آن، آثار غیرمستقیم منفی مصرف انرژی نسبت به آثار مستقیم آن افزایش یافته و اثرمثبت مصرف انرژی بر رشد اقتصادی به میزان چشمگیری کاهش می یابد. با عبور از حد آستانه دوم یعنی مصرف سرانه انرژی ۸ بشکه نفت نیز، اثر انرژی بر رشد اقتصادی به نزدیک صفر می رسد.

۵- نتیجه گیری و پیشنهادات

به لحاظ نظری، انرژی به عنوان یکی از عوامل تولید به طور مستقیم بر رشد اقتصادی تاثیرگذار می باشد. اما افزایش تولید و مصرف انرژی داخلی تنها به بهای کاهش تولید در سایر بخش ها امکانپذیر خواهد بود. لذا در یک الگوی دو بخشی، اثر افزایش مصرف انرژی بر رشد اقتصادی از برآیند آثار مستقیم مثبت (به عنوان یک نهاده تولید) و آثار غیر مستقیم منفی(به صورت کاهش تولید بخش غیر انرژی) حاصل می گردد. آثار غیر مستقیم

به ویژه برای کشورهای صادر کننده نفت چشم گیرتر است. زیرا افزایش مصرف انرژی داخلی در یک کشور وابسته به نفت، منجر به کاهش صادرات نفت و در نتیجه درآمدهای ارزی کمتر می شود. با توجه به وابستگی این کشورها به واردات کالاهای واسطه ای و سرمایه‌ای، کاهش درآمدهای ارزی حاصله میتواند به کندی رشد اقتصادی آنها بیانجامد.

به لحاظ سنتی عموماً در مطالعات گذشته فرض شده است که آثار (مستقیم و غیرمستقیم) رشد مصرف انرژی بر رشد اقتصادی یکنواخت و خطی است. اما از لحاظ نظری و تجربی می توان انتظار داشت که اثرات انرژی بر رشد اقتصادی غیر خطی و تابعی از میزان مصرف سرانه انرژی باشد. در سطوح پایین مصرف سرانه انرژی، بازدهی آن به عنوان نهاده تولید بالا بوده و انتظار می رود که اثر مستقیم (مثبت) انرژی به عنوان نهاده تولید بر رشد اقتصادی، بیشتر از آثار غیر مستقیم (منفی) آن به صورت چشم پوشی از درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت باشد. اما با افزایش مصرف سرانه انرژی، بهره وری نهایی آن کاهش یافته و اهمیت درآمدهای ارزی چشم پوشی شده افزایش می یابد، بطوریکه شکاف بین منافع مستقیم مصرف انرژی و هزینه های غیر مستقیم آن کمتر می شود. لذا انتظار می رود که اثر رشد مصرف انرژی بر رشد اقتصادی در سطوح بالاتر مصرف سرانه انرژی، کمتر شود.

در این مقاله به منظور آزمون تجربی فرضیه مذکور، آثار غیر خطی مصرف انرژی بر رشد اقتصادی در ایران طی دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۶ با استفاده از روش حد آستانه‌ای مورد بررسی قرار گرفته است. به منظور بررسی اثر انرژی بر رشد اقتصادی از دو مدل تک بخشی و دوبخشی (شامل دو بخش انرژی و غیر انرژی) بصورت خطی و غیر خطی استفاده گردید. نتایج حاصله نشان داد که مدل های خطی بصورت تک بخشی یا دوبخشی قادر نیستند که رشد اقتصادی را بر اساس عوامل تعیین کننده آن (نیروی کار، سرمایه و انرژی) به نحو رضایتبخشی تبیین نمایند. اما آماره های تشخیصی و ضریب تعیین در مدل دو بخشی غیر خطی بطور محسوسی بهبود می‌یابند. نتایج برآورد مدل دو بخشی غیرخطی نشان

می دهد که متغیرهای رشد نیروی کار، رشد مصرف انرژی و نسبت سرمایه‌گذاری به تولید دارای اثرات مثبت و معنی داری بر رشد اقتصادی هستند. اما اثر متغیرهای مذکور در مدل رشد، ثابت نبوده و بستگی به سطوح (یا رژیم های) مصرف سرانه انرژی دارد. در واقع پارامترهای مدل رشد در دو نقطه از مصرف سرانه انرژی (یا دو حد آستانه‌ای) دچار تغییر ساختاری می شوند. نتایج تخمین ها با فرضیه اصلی تحقیق سازگار است و نشان می دهد که مصرف انرژی در سطوح پایین آن اثر مثبت و قابل توجهی روی رشد اقتصادی بر جای خواهد گذاشت. اما با عبور مصرف سرانه انرژی از حد آستانه اول (۵ بشکه نفت در سال)، میزان این اثر کاهش می یابد. با افزایش بیشتر مصرف انرژی و عبور از حد آستانه دوم مصرف سرانه انرژی (۸ بشکه نفت در سال)، آثار غیرمستقیم منفی چشمگیرتر می‌شوند و افزایش بیشتر مصرف انرژی در این سطح، دیگر اثر مثبت چندانی بر رشد اقتصادی نخواهد داشت.

نتایج مذکور از اهمیت زیادی به لحاظ سیاستگزاری برخوردار است. بنظر می رسد سیاست های کاهش رشد مصرف انرژی اثرات نگران کننده ای بر رشد اقتصادی ندارد. با توجه به اینکه در حال حاضر میزان مصرف سرانه انرژی در کشور از میزان حد آستانه اول و دوم عبور کرده است، آثار مثبت افزایش مصرف انرژی به سختی فراتر از آثار منفی غیر مستقیم (مانند درآمدهای ارزی حاصل از صادرات آن) قرار می گیرد. این امر به معنای آن است که افزایش مصرف انرژی، اثر مثبت و تحریک کننده ای بر رشد اقتصادی ندارد.

همچنین می‌توان گفت با وجود آنکه برنامه ریزی و سیاستگزاری در جهت کاهش مصرف انرژی امری ضروری و اجتناب ناپذیر است، اما در شرایط فعلی اقتصاد ایران، کاهش مصرف انرژی تا رسیدن به سطح آستانه اول مصرف سرانه انرژی، امری دشوار به شمار می رود. بخشی از آثار غیر مستقیم منفی ناشی از افزایش مصرف انرژی، به دلیل بهره‌وری پایین به ویژه در سطوح بالای مصرف انرژی، محدودیت های تکنولوژیکی و بهره وری پایین دیگر عوامل تولید می باشد. لذا لازم است در کنار برنامه ریزی در جهت

کاهش مصرف انرژی، تمهیدات لازم در جهت افزایش بهره وری و ظرفیت دیگر عوامل تولید نیز به عمل آید. در واقع علاوه بر کاهش مصرف انرژی، باید افزایش مقدار حد آستانه را نیز از طریق بهبود بهره وری عوامل تولید مورد توجه قرار داد. بدین ترتیب می‌توان انتظار داشت که از طریق بهبود ساختارها و فرایندهای تولید به همراه صرفه جویی در مصرف، این عامل کمیاب در جهت رشد بالاتر اقتصادی مورد استفاده قرار گیرد.

توصیه دیگری که بر مبنای این پژوهش ارائه می‌گردد آن است که سیاستهای انتقال منابع انرژی از بخشهایی که در آن کارایی پایینی دارد به بخشهایی که در آن از کارایی بالاتری برخوردار است، دنبال شود. بر این اساس با مطالعه و بررسی تاثیرگذاری مصرف انرژی بر بخشهای مختلف اقتصاد کشور، و تخصیص مجدد منابع انرژی می توان اثر مصرف انرژی بر رشد اقتصادی را افزایش داد.

منابع:

1- Abusadra, S. and Baghestani, H. (1989) "New Evidence on the Causal Relationship between U.S. Energy Consumption and Gross National Product", Journal of Energy Development, 14, pp. 285-292.
2- Al-Iriani, A. (2006) "Energy–GDP Relationship Revisited: An Example from GCC Countries Using Panel Causality", Energy Policy, 34, pp. 3342- 3350.
3- Ankarca, A. and long, T. (1980) "On the Relationship between Energy and GNP", Journal of Energy Development, 5, pp. 326-331.
4- Apergis, N. and Payne, J.E. (2008) "Energy Consumption and Economic Growth in Central America: Evidence from a panel cointegration and error correction model", Energy Economics, 31, pp. 211–216.
5- Armen, A. Zare, R. (2005) "An Investigation of Granger – Causal Relationship between Energy Consumption & Economic Growth in Iran (1967-2002)", Iranian Journal of Economic Research, 24, pp. 34-45.
6- Asafu-Adjaye, J. (2000) "The Relationship between Energy Consumption, Energy Prices and Economic Growth: time series evidence from Asian developing countries", Energy economics, 22, pp. 615-625.
7- Behbudi, D. Asgharpour, H. Ghazvinian, M.H. (2009) "Structural Breaks, Energy Consumption and Economic Growth in Iran (1967-2005)", The Economic Reseach, 3, pp. 56-75.
8- Chang, S.B. and Lai, W.T. (1997) "An Investigation of Co integration and Causality between Energy Consumption and Economic Activity in Taiwan, Province of China", Energy Economics, 19, pp. 435-444.
9- Chang, T. Fang, W. and Wen, L.F. (2001) "Energy Consumption, Employment, Output, and Temporal Causality: Evidence from Taiwan based on co integration and error correction modeling techniques", Applied Economics, 3, pp. 1045-1056.

10- Chen, S. Kuo, H. and Chen, C. (2007) "The Relationship between GDP and Electricity Consumption in 10 Asian Countries", Energy Policy, 35, pp. 2611-2631.
11- Deputy of Energy Affairs, Institute of Energy Planning (2009) "Energy Balances of Iran", Ministry of Energy.
12- EIA, International Energy Outlook, 2010.
13- Erol, U. and Yu, E. (1987) "Time Series Analysis of the Causal Relationship between US Energy and Development", Resources and Energy economics, 9, pp. 75-89.
14- Ghali, K.H. and El-sakka, M.IT. (2004) "Energy Use and Output Growth in Canada: a multivariate cointegration analysis", Energy economics, 26, pp. 11-27.
15- Ghazi, M. Amadeh, H. Abbasifard, Z. (2009) "Causality Relation between Energy Consumption and Economic Growth and Employment in Iranian Economy", Economic Research, 86, pp.56-87.
16- Ghobadi, N. (1998) "The Relationship between Economic Growth and Energy Consumption in Iran", The 2nd International Energy conference.
17- Ghosh, S. (2002) "Electricity Consumption and Economic Growth in India", Energy policy, 30, pp.112-134.
18- Glasure, Y.U. and Lee, A.R. (1997) "Cointegration, Error Correction and Relationship between Energy and GDP: the case of South Korea and Singapore", Resources and Energy economics, 20, pp. 17-25.
19- Glasure, Y.U. (2002) "Energy and National Income in Korea, Energy Economics, 24(4), pp. 355-365.
20- Hajinorouzi, S.H. (2007) "The Comparative Investigation of Causality Relation between Economic Growth and Energy Consumption in Developing and Developed Countries", M.S. Thesis, Al-zahra University.
21- Hansen B.E. (2000) "Sample Splitting and Threshold Estimation", Econometrica, 68(3), pp. 38-49.
22- http://www.eia.doe.gov
23- http://www.iea.org

24- Hwang, D. and Gum, B. (1991) "The Causal Relationship between Energy and GNP: the case of Taiwan", Journal of Energy Development, 16, pp. 67-98.
25- Jahadi, M. and Elmi, Z. (2011) "Oil Price Shocks and Economic Growth Evidence from OPEC", Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 1(2), pp.11-40.
26- Javadi, M.M. (1998) "Explanation of Thermodynamics Principles Application in Economics with Relying on the Concept of Imbalance, Growth and the Role of Energy as the Most Production Factor", M.S. Thesis, Tehran University.
27- Kraft, J. and Kraft, A. (1978) "Relationship between Energy and GNP", Journal of Energy Development, 3(2), pp. 401-403.
28- Lee, C. (2005) "Energy Consumption and GDP in Developing Countries: A cointegrated panel analysis", Energy Economics, 27, pp. 415-427.
29- Lee, C.C. Chang, C.P. (2007) "The Impact of Energy Consumption on Economic Growth: Evidence from linear and nonlinear models in Taiwan" , Energy, 32, pp. 2282–2294.
30- Maleki, R. (2000) "The Investigation of The Relationship between Energy Consumption and Economic Growth in Iran", M.S. Thesis, Shahid Beheshti University.
31- Masih, A.M. and Masih, R. (1996) "Energy Consumption, Real Income and Temporal Causality: results from a multi-country study based on cointegration and error correction modeling techniques", Energy economics, 18, pp. 89-100.
32- Mehrara, M. (2007) "Energy Consumption and Economic Growth: the case of oil exporting countries", Energy Policy, 35, pp. 2939-2954.
33- Mostafaei, A. (2000) "The Investigation of the Relationship between Economic Growth and Oil Products Consumption in Iran", M.S. Thesis, Tehran University.
34- Nachane, D.M. and Nadkarni, R.M. and Karnik, A.V. (1988) "Cointegration and Causality Testing of the Energy-GDP Relationship", A cross-country study, Applied Economics, 30, pp. 1287-1298.

35- Narayan, P. and Smyth, R. (2007) "Electricity Consumption, Employment and Real Income in Australia: evidence from multivariate Granger causality tests", Energy Policy, 33, pp. 1109-1116.
36- Norouzi, B. (2009) "The Impact of Energy Consumption on Economic Sectors of Iran with Panel Data Approach", M.S. Thesis, Tehran University.
37- Oh, W. and Lee, K. (2004) "Causal Relationship between Energy Consumption and GDP Revisited: the case of Korea 1970-1999", Energy Economics, 26(1), pp. 78-90.
38- Ozturk, I. Aslan, A. and Kalyoncu, H. (2010) "Energy Consumption and Economic Growth Relationship: Evidence from panel data for low and middle income countries", Energy Policy, 38, pp. 4422–4428.
39- Rahimi, A. (1993) "The Relationship between Economic Growth and Energy Demand", M.S. Thesis, Tehran University.
40- Sadrabadi, M.H. Emadol-Eslam, H. Kashmari, A. (2007) "Causality Relation among Energy Consumption, Employment & GDP in Iran 1971–2005", The Economic Research, 24, pp. 67-98.
41- Seyedmashhadi, p. Ghalambaz, F. and Esfandiary, A. (2011) "Oil Price Shocks and Economic Growth Evidence from OPEC", Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 1(2), pp.133-162.
42- Sharzeei, GH. and Vahidi, M.R. (2001) "The Investigation of the Relationship between Energy Consumption and Real Income and General Prices Level in OPEC Countries", The 3rd International Energy conference.
43- Sobhanian, M.H. (2010) "The Non-linear Effects of Economic Growth on the Energy Consumption in OPEC Countries", M.S. Thesis, Tehran University.
44- Stern, D. (2000) "A Multivariate Cointegration Analysis of the Role of Energy in the US Macroeconomy", Energy Economics, 22, pp. 267-283.
45- Taherifard, E. and Rahmani, A. (1998) "The Relationship between Economic Growth and Energy Consumption in Iran", The 2nd International Energy conference.

46- Tamizi, R. (2000) "The Investigation of Asymmetric Effects of Oil Shocks on Economic Growth in Iran", M.S. Thesis, Tehran University.
47- Toda, H. and Yamamoto, T. (1995) "Statistical Inference in Vector Auto regressions with Possibly Integrated Processes", Journal of Econometrics, 66, pp. 89-105.
48- Yang, H.Y. (2000) "A Note on the Causal Relationship between Energy Consumption and GDP in Taiwan", Energy Economics, 22(3), pp. 309-317.
49- Yu, E. and Choi, J. (1985) "The Causal Relationship between Energy and GNP, an international comparison", Journal of Energy and Development, 10, pp. 112-145.
50- Yu, E.S.H. and Wang, B.K. (1984) "The Relationship between Energy and GNP, Further Results", Energy Economics, 6(3), pp. 186-190.

اندازه گیری حداقل معاش با استفاده از سیستم مخارج خطی
مطالعه موردی: جامعه شهری استان یزد (برنامه های سوم و چهارم توسعه)

دکتر سید نظام الدین مکیان*، آزاده سعادت خواه**

دریافت: ۱۳۹۰/۶/۷ پذیرش:۱۳۹۰/۹/۲۵

چکیده

تعاریف متعددی از مفهوم فقر ارائه شده که از نظر روش شناختی ماهیت متفاوتی دارند. همچنین، روش های متفاوتی برای اندازه گیری حداقل معاش ارائه شده است. یکی از این تعاریف، خط فقر نسبی است که عبارتست از عدم توانایی خانوارها در تأمین یک سطح معین از استانداردهای زندگی که لازم و مطلوب تشخیص داده می شود. در این پژوهش، برای برآورد حداقل معاش در مناطق شهری یزد از مؤلفه های هشت گروه اصلی کالایی شامل: خوراکی‌ها، پوشاک، مسکن، لوازم و اثاثه، بهداشت و درمان، حمل و نقل، تفریح و تحصیل و گروه متفرقه به همراه شاخص قیمت آنها که توسط مرکز آمار ایران منتشر شده، استفاده کرده‌ایم. برای تخمین حداقل معاش از روش تابع تقاضای سیستم مخارج خطی استفاده شده است. براساس برآورد این مطالعه حداقل معاش در مناطق شهری یزد برای سال ۱۳۷۹-سال اول برنامه سوم- برابر ۱۰,۰۶۱,۴۴۲ ریال بوده که در سال ۱۳۸۸-سال پایانی برنامه چهارم توسعه - به رقم ۳۳,۵۸۵,۸۱۹ ریال رسیده است. نتایج نشان میدهند که شاخص های نسبت سرشمار و نسبت شکاف درآمدی در سال ۱۳۷۹ به ترتیب ۲۵/۱۴ و ۴۰/۳۶ درصد بوده که در سال ۱۳۸۸ به ۱۸/۷۶ و ۳۶/۷۷ درصد رسیده است. همینطور با مقایسه میانگین شاخص استاندارد زندگی در سال های برنامه سوم توسعه با سال های برنامه چهارم در می یابیم که وضعیت فقر در برنامه چهارم نسبت به برنامه سوم توسعه یک درصد بهتر شده است؛ هرچند حداقل معاش در برنامه چهارم توسعه نسبت به برنامه سوم افزایش یافته است.

کلمات کلیدی: حداقل معاش، سیستم مخارج خطی، شاخص نسبت سرشمار، شاخص نسبت شکاف درآمدی.

طبقه‌بندی JEL: R58 , C42.

---

* استادیار گروه اقتصاد دانشگاه یزد، نویسنده مسئول Email:nmakiyan@yazduni.ac.ir

** دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه یزد Email: azadehsaadatkhah@yahoo.com

مقدمه

در دهه های اخیر کاهش فقر به یکی از مباحث مهم در متون توسعه تبدیل شده است. تعدادی از محققان اقتصاد مثل اموانو و همکاران[1] (۱۹۹۹)، بر این عقیده هستند که مبارزه با فقر شرط لازم برای رشد است. با این حال، برنامه‌های مبارزه با فقر همان اندازه که به کارایی سیاستگزاری و نحوه اجرای برنامه نیاز دارد، به شناخت ابعاد مختلف پدیده فقر و دلایل و پیامدهایش نیز نیاز دارد. بررسی و آگاهی از وضعیت فقر در یک جامعه اولین قدم در مسیر برنامه ریزی برای مبارزه با فقر و محرومیت است (خالدی و پرمه،۱۳۸۴؛ عرب مازار و حسینی نژاد، ۱۳۸۳).

اندازه گیری فقر به دو دلیل اساسی مهم است: الف) هدفمند سازی[2] انواع کمک‌ها به اقشار محروم و آسیب پذیر؛ ب) بررسی روند و نحوه تغییرات شدت فقر در طول زمان و یا در مکانهای مختلف. در این میان دولت به عنوان نهادی که در تلاش است تا با تخصیص منابع مالی، اقشار فقیر را یاری کند، نیازمند شناسایی هرچه دقیقتر گروه هدف است. بدین ترتیب با در نظر گرفتن محدودیت مالی دولت، باید روشهایی را برای شناسایی فقر انتخاب کرد که فقیرترین فقرا[3] در اولویت برنامه فقرزدایی قرار گیرند. با طرح چنین ایده ای تحقیقات وسیعی پس از اواسط دهه ۷۰ میلادی و با انتشار مطالعات سن(۱۹۷۹)[4] آغاز شد.

از اواخر دهه ۷۰ و بویژه با شروع دهه ۸۰ بدلیل پذیرش برنامه اصلاح ساختاری، آزاد سازی و خصوصی سازی توسط بسیاری از کشورهای جهان، فقر و حمایت از گروههای آسیب پذیر با شدت بیشتری مورد توجه قرار گرفت. بسیاری از اندیشمندان بر این گمان بودند و هستند که اجرای برنامه های اقتصادی فوق الذکر، گروههای کم درآمد را متأثر می سازد و فقر را افزایش می دهد. در چنین وضعیتی و به منظور جلوگیری از توسعه فقر،

---

1 .Emwano, et al. (1999)
2 .Targetting
3 .Poorest of the Poor
4. Sen (1979)

نهاد های بین‌المللی و منطقه ای اقدامات نمادین و عملی را در پیش گرفتند. برای مثال سازمان ملل دهه ۲۰۰۶ – ۱۹۹۷ را دهه ریشه کنی فقر نام نهاد. بانک جهانی برای تحقق دنیایی رها از فقر، جهانیان را برای اقدام مؤثر برای حذف گرسنگی با توسعه پناهگاه و مسکن و برخورداری عمومی از بهداشت، مسکن و آموزش دعوت نمود. در سال۱۹۹۷ اعضای اسکاپ[1] تعهد کردند که اقدامات لازم برای ریشه کنی فقر تا سال ۲۰۱۰ را انجام دهند.

با توجه به ضرورت و اهمیت مقابله با فقر لازم است از دو جنبه نظری و عملی موضوع فقر مورد بررسی و ارزیابی قرارگیرد. تصمیم گیری درباره مبارزه با فقر و تخصیص اعتبارات لازم برای کاهش آن ارتباط فراوانی با شاخص منتخب برای اندازه گیری خط فقر و نحوه محاسبه میزان خط فقر دارد. براین اساس شناخت فقر و ویژگیهای آن در تصمیم گیری بسیار تأثیر خواهد داشت. پژوهش حاضر نیز به همین منظور تدوین و از پنج بخش کلی تشکیل شده است. در بخش اول پس از مقدمه به بررسی مفهوم فقر و خط فقر پرداخته خواهد شد؛ در بخش دوم مروری بر مطالعات گذشته مد نظر قرار خواهد گرفت؛ بخش سوم به مبانی نظری تحقیق اختصاص داده شده است؛ در بخش چهارم با استفاده از داده ها و آمار مربوط به هزینه و درآمد خانوارها به برآورد حداقل معاش پرداخته خواهد شد و در پایان به بیان نتایج و ارائه پیشنهادات خواهیم پرداخت.

مروری بر ادبیات موضوع

مفهوم فقر

بدلیل ماهیت پیچیده و چند بعدی فقر، در منابع موجود و پژوهشهای انجام شده، تعاریف متفاوتی برای فقر ارائه شده است. اما همه به نوعی به هنجاری[2] بودن مقوله فقر تأکید دارند و معتقدند تنها با تعاریف از پیش تعیین شده می توان فقیر را از غیر فقیر جدا نمود.

---

۱. اسکاپ (ESCAP): یکی از پنج کمیسیون منطقه ای سازمان ملل متحد است که به منظور ایجاد زمینه های همکاری و تفاهم در مسائل اجتماعی و اقتصادی بین کشورهای منطقه و راهنمایی و مساعدت به آنها تأسیس شده است.

2 . Normative

فقر همیشه حاکی از مقایسه ای بین یک مشاهده و یک شرط از پیش تعیین شده است. علت این تفاوتها را نیز می توان نخست ناشی از نوع تفکر در مورد فلسفه وجودی انسان، نقش اجتماعی او، برداشت از مفهوم عدالت اجتماعی، باور به اصالت فرد یا اصالت جمع، شرایط زیست بومی و امثال آن (بولتوینیک[1]،۱۹۹۹) و دوم نیازهای متنوع انسانی که فقدان هریک منجر به تعریف جدیدی از فقر می شود، دانست. نیازهای انسانی بر حسب شرایط زمانی، مکانی، مرحله پیشرفت و تمدن، شرایط فنی و سطوح فرهنگی و غیره تغییر می‌یابند.

نیازهای مادی و معنوی انسان مانند تغذیه مناسب، آموزش و پرورش، مسکن، داشتن شغل و تضمین امنیت هریک میتواند در رابطه با فقر قرار گیرد. بنابراین می توان گفت فقر پدیده ای اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی است که از فقدان یا ناتوانی در تأمین حداقل نیازهای انسانی ناشی می شود و فقیر به کسی اطلاق می شود که فاقد قابلیت و توانایی کافی برای تأمین ضروریات و نیازهای زندگی باشد.

اما ضروریات زندگی، خود مسئله ایست که توافق کامل در مورد آن وجود ندارد، بطوریکه می تواند سطوح مختلفی از نیازها را در بر گیرد. به بیان دیگر، نیاز نیز خود یک مفهوم پویا بوده و با پیشرفت علوم و تکنولوژی و تمدن بشری متحول میشود و شکل ها و اقسام گوناگونی به خود می گیرد. اورشانسکی[2] (۱۹۶۹) معتقد است "تشخیص فقر، همانند زیبایی بستگی به نگاه بیننده دارد" (نقل قول شده در سن،۱۹۷۹). اما براساس نظر سن در این صورت موضوع اساساً ذهنی خواهد بود و به برداشت شخصی فرد و نظر او در مورد آمار فقر بستگی خواهد داشت.

تانسند[3] (۱۹۷۹) در مطالعات خود در خصوص فقر، آن را به صورت فقدان یا نامناسب بودن تغذیه، امکانات زندگی، خدمات و فعالیت های معمول و متداول در یک جامعه

1.Boltivinik (1999)
2.Orshansky (1969)
3.Townsend (1979)

تعریف می نماید. آتکینسون[1] (۱۹۸۹) برای فقر دو مفهوم در نظر دارد. در مفهوم اول، فقر به عنوان عدم دسترسی به امکانات معیشتی معین است که طبق آن هرگاه کل هزینه ها یا میزان مصرف کالاهایی خاص توسط فرد از حد معینی کمتر باشد، وی فقیر تلقی می شود. در مفهوم دوم حق برخورداری از منابع و امکانات اجتماعی- اقتصادی است که اگر درآمد فرد از میزان معینی پایین تر باشد، به آنها دسترسی نخواهد یافت.

در گزارش توسعه جهانی بانک جهانی (مبارزه با فقر،۲۰۰۲-۲۰۰۱)، مشاهده میشود که فقر چیزی فراتر از عدم تکافوی درآمد یا توسعه انسانی پایین است. فقر همان آسیب پذیری، فقدان قدرت و ابراز عقیده می باشد (بانک جهانی،۱۳۸۱). فقیر بودن یعنی گرسنه بودن، نداشتن سرپناه و پوشاک، بیمار بودن و درمان نشدن، بیسواد بودن و مدرسه نرفتن، نداشتن شغل، هراس از آینده، از دست دادن کودک بخاطر دسترسی نداشتن به آب پاکیزه که البته همه این محرومیت ها آنچه را که از نظر سن "قابلیت های یک فرد محسوب می شود" محدود می کند. فقرا در مقابل وقایع ناسازگار بیرون از اراده خود آسیب پذیرند و اغلب نهادهای حکومتی و جامعه با آنان بدرفتاری دارند (بانک جهانی،۱۳۸۱).

با توجه به تنوع دیدگاهها در این زمینه میتوان گفت که فقر تعاریف بسیار گسترده ای دارد. اما از آنجا که در یک پژوهش علمی ارائه هر فرضیه مبتنی بر دو اصل تبیین و پیش بینی است و همچنین چون زاویه دید ما صرفاً اقتصادی است، نوع نگرش‌مان به فقر نیز، باید نیازهایی باشد که کاملاً به شرایط اقتصادی وابسته اند. یعنی نیازهای مادی، که البته تعیین نیازهای مادی هم خود بحث های بسیاری به همراه دارد، چرا که اصولاً نیازهای مادی افراد مختلف با شرایط مختلف با هم متفاوت است. از این رو محقق ناچار به ارائه یک تعریف عملیاتی از فقر است تا براساس آن امکان محاسبه میزان فقر فراهم شود.

1.Atkinson (1989)

خط فقر

نگاهی به نوشتارها و مطالعات صورت گرفته در زمینه فقر نشان می دهد که توافق عام و کلی روی تعریف خاصی از فقر وجود ندارد، زیرا که نیازها و خواسته های مادی و غیر مادی افراد در زمان و مکان های مختلف متفاوت است. بنابراین ارائه تعریف واحدی از فقر که بتواند در مقطع زمانی خاص برای جوامع مختلف صدق کند دشوار است. لذا برای مشخص کردن فقرا از غیر فقرا از ابزار خط فقر می توان استفاده نمود. خط فقر مطلق به مفهوم سطح ثابتی از درآمد حقیقی است که یک حداقل کافی از استاندارد زندگی را برای یک خانوار تأمین می کند (کازرونی، ۱۳۷۵). مطابق تعریف سازمان ملل متحد، خط فقر میزان درآمدی است که علاوه بر تأمین حداقل نیازهای اولیه و ضروری مانند غذا، پوشاک، مسکن، تحصیل، همچنین فرهنگ و تفریح را نیز می پوشاند (پروین و زیدی، ۱۳۸۰). به عبارت دیگر خط فقر مقدار درآمدی است که با توجه به زمینه های فرهنگی، اجتماعی و اقتصادی جامعه مورد بررسی، برای تأمین حداقل نیازهای ضروری افراد مانند غذا، پوشاک و مسکن لازم است (ابوالفتحی قمی، ۱۳۷۱).

مارتین راولیون[1] (۱۹۹۸)، خط فقر را به صورت مخارجی که یک فرد در یک زمان و مکان معین برای دسترسی به یک سطح رفاه مرجع متحمل می شود، تعریف می کند. افرادی که به این سطح رفاه دسترسی ندارند، فقیر و کسانی که به این سطح دسترسی دارند، غیر فقیر تلقی می شوند.

پیشینه پژوهش

الف) تحقیقات خارجی

اسدزاده و ساتیا پل (۲۰۰۱)، در پژوهشی تحت عنوان فقر، رشد و توزیع مجدد؛ مطالعه موردی ایران، به تغییرات فقر در ایران طی سالهای ۱۹۹۳- ۱۹۸۳ پرداخته‌اند که مبتنی بر

1.Ravallion, Martin (1998)

آمارهای هزینه-درآمد خانوار برای سالهای ۱۹۸۳، ۱۹۸۸و ۱۹۹۳ می‌باشد. در این پژوهش از خاصیت تجزیه پذیری شاخص های گروه فوستر، گریر و توربک[1] برای بررسی میزان سهم گروههای مختلف شغلی و منطقه ای در فقر کل، بهره گرفته شده است. یافته های این تحقیق که براساس محاسبه خط فقر مطلق بدست آمده است، حاکی از آن است که طی دوره مورد بررسی فقر روستایی به میزان کمی کاهش یافته است. اما مناطق شهری شاهد افزایش شاخص های فقر بوده است. همچنین در سال ۱۹۸۸ هم در مناطق شهری و هم در روستاها با افزایش قابل ملاحظه شاخص ها مواجه بوده اند.

سازمان خدمات بهداشتی و انسانی آمریکا[2] (۲۰۰۴)، در گزارشی تحت دو عنوان اساسی درباره اندازه گیری فقر بحث میکند اما سؤالات اساسی که در راهبردهایی برای فقر آمده و بررسی شده است را می توان بدین صورت زیر خلاصه کرد؛ تعریف واحدی از درآمد که درباره فقر مورد استفاده قرار گیرد، تعداد افراد فقیر، حدود فقر و مرزهای فقر، چگونگی توسعه حدود فقر توسط اورشانسکی، تعریف تخمینی و رسمی دولت فدرال از فقر. این گزارش پیشنهادی از تعریف جدید فقر و توسعه های متعاقب آن می دهد و همچنین به کشش درآمدی خط فقر می پردازد.

کریستین، اد[3] (۲۰۰۴)، در گزارشی به بررسی اثرات منفی سیاستهای تجاری اعمال شده بر مردم فقیر از سوی ملت های ثروتمند و موسسات جهانی می پردازد و با این سؤال که راهی برای تجارت که به مردم فقیر سود برساند کدام است، به بحث می پردازد. برای مثال آسیا، آفریقا و آمریکای لاتین را یک راه موجود و امکان پذیر به سوی پیشرفت معرفی کرده و استدلال می کند که مداخله دولت هدفمند و برنامه دار می تواند نقش مثبتی در کمک به جوامع در حال پیشرفت توأم با از بین بردن فقر داشته باشد.

1.Foster, Greer and Thorbecke
2.United States Department of Health and Human Services (2004)
3.Ed, Christian (2004)

چیم هائو[1] (۲۰۰۹)، در مقاله‌ای تحت عنوان فقر به بیان انواع مختلف فقر (مطلق، نسبی، شدید، ناپایدار) پرداخته و روشهای مختلف اندازه گیری فقر را بیان نموده است. برخلاف پیشکسوتان موضوع فقر مانند بوت[2]، راونتری[3] و هانتر[4] که فقر را تنها به صورت یک بعدی تعریف میکنند و آن را فقدان درآمد کافی برای خرید حداقل کالاها و خدمات می دانند، چیم هائو معتقد است که باید فقر به صورت گسترده تر نگاه شود و آن را به صورت فقدان قابلیت‌ها برای زندگی کردن در سطح خوب تعریف نمود. در قسمت دوم این مقاله تئوری های موجود در رابطه با فقر مورد بررسی قرار گرفته است.

داکلاس و گیلز[5] (۲۰۰۹)، در مقاله ای تحت عنوان فقر شدید و ناپایدار به اندازه گیری و تخمین فقر در چین پرداخته اند.در این مقاله اندازه گیری فقر در سه مرحله انجام شده است. در مرحله اول دیدگاه جدیدی را بیان می‌نماید که در این دیدگاه فقر را به دو بخش شدید و ناپایدار تقسیم می نماید. در مرحله دوم به معرفی ابزار اندازه‌گیری می پردازد تا بتوان فقر را تخمین زد و در مرحله سوم با استفاده از این ابزار و با استفاده از داده های ۱۷ سال در چین و با بکارگیری روش داده های تابلویی به تخمین میزان فقر در چین می پردازد که نتایج حاکی از تفاوت قابل توجه میان فقر شدید و ناپایدار میباشد.

ب) تحقیقات داخلی

خداداد کاشی (۱۳۸۴)، به برآورد خط فقر در ایران طی سالهای ۱۳۷۹-۱۳۶۳ پرداخته است. در این پژوهش خط فقر مطلق و نسبی از روشهای متنوعی محاسبه گردیده است و نتایج روشهای مختلف با یکدیگر مقایسه شده است. خط فقر مطلق براساس نیاز به کالری و بر پایه نیاز به آن به میزان ۲۱۷۹ و ۲۳۰۰ کالری محاسبه گردیده است.

1.Chimhowu 2009)
2.Booth
3.Rowentree
4.Hunter
5.Duclos & Giles (2009)

همچنین خط فقر به روش معکوس ضریب انگل و ضریب انگل تعدیل یافته محاسبه شده است که ضریب انگل براساس الگوهای اقتصاد سنجی برای هریک از سالهای دوره ۱۳۷۹-۱۳۶۳ تخمین زده شده است. همچنین خط فقر نسبی براساس روش ۵۰ درصد و ۶۶ درصد میانه و میانگین برای هریک از سالهای مورد بررسی تعیین گردیده است. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که خط فقری که برپایه مفهوم مطلق ساخته می شود کوچکتر از خط فقری است که بر مفهوم نسبی فقر استوار است. همچنین در تمامی روشها خط فقر شهری در تمامی سالها بزرگتر از خط فقر روستایی بوده است. بعلاوه با مقایسه میزان افزایش خط فقر نسبی و مطلق طی سالهای مورد مطالعه نتیجه‌گیری شده است که نابرابری در توزیع درآمد (که خط فقر نسبی متأثر از آن است) در مناطق شهری نسبت به مناطق روستایی افزایش یافته است.

محمدی و همکاران (۱۳۸۶)، با استفاده از سیستم مخارج خطی به اندازه گیری حداقل معاش در مناطق شهری استان ایلام پرداختند و به این نتیجه رسیدند که حداقل معاش در مناطق شهری استان ایلام در سال ۱۳۷۴ برابر ۶۴۶۰۵۰۰ ریال بوده که در سال ۱۳۸۳ این رقم به ۲۷۲۸۷۲۷۱ ریال رسیده است.

ابونوری و مالکی (۱۳۸۷)، به برآورد خط فقر در استان سمنان طی برنامه‌های توسعه اول، دوم و سوم با استفاده از روش سیستم مخارج خطی پرداختند، به طوری که با تقسیم بندی کالاها و خدمات مصرفی خانوارها بر حسب مناطق شهری و روستایی به هشت گروه اصلی، خط فقر را در مناطق شهری و روستایی استان در طول سالهای ۱۳۸۳- ۱۳۶۸ را برآورد کرده‌اند و به این نتیجه می‌رسند که خط فقر طی سه برنامه توسعه مورد بررسی در مناطق شهری و روستایی استان سمنان روند افزایشی داشته و علت اصلی این افزایش نرخ بالای تورم بوده است.

امینی و فخر حسینی (۱۳۸۸)، به بررسی رفتار مصرف کنندگان مناطق شهری و روستایی استان کردستان در مقایسه با کل کشور با استفاده از تابع تقاضای سیستم مخارج

خطی و روش سیستم معادلات به ظاهر نامرتبط در دوره زمانی ۸۶-۱۳۶۹ پرداخته اند. نتایج نشان می دهد بیشترین میل نهایی به مخارج فرامعیشتی در مناطق شهری و روستایی استان کردستان و مناطق روستایی کشور مربوط به گروه خوراکی ها، آشامیدنی ها و دخانیات و در مناطق شهری کشور مربوط به گروه سایر می باشد. همچنین مجموع حداقل معاش برای مناطق شهری و روستایی استان کمتر از مناطق شهری و روستایی کشور است.

مبانی نظری تحقیق

تابع تقاضای سیستم مخارج خطی

در سال ۱۹۴۸ کلاین و روبین[1] دستگاهی از توابع تقاضا را ارائه کردند که بعدها پایه نظری بسیاری از مطالعات تجربی تقاضا گردید و اصطلاحاً سیستم مخارج خطی نام گرفت. متعاقباً ساموئلسن و گیری[2] طی مقاله‌هایی نشان دادند که دستگاه فوق الذکر بر مبنای تابع مطلوبیتی به شکل ذیل استوار است[3]:

$$u = \prod^{n} (q_i - \delta_i)^{\beta_i} \qquad (q_i - \delta_i) \succ \circ \qquad \beta_i \succ \circ \qquad \sum \beta_i = 1$$

آنچه این تابع مطلوبیت بیان می کند، این است که مجموع مطلوبیتی که مصرف کننده از مصرف سبدی از کالاها دریافت می کند تابعی از حاصل ضرب مازاد مصرف هر کالا بر حداقلی از مصرف آن کالاست و سهم این مازاد در مطلوبیت کل با توانی مانند β_i همراه است. لذا زمانی از مصرف کالا رضایت پیدا می شود که مصرف از حداقلی که به عنوان حداقل معاش تعبیر می شود، تجاوز کند. طبیعی است که مطلوبیت حاصل از کالاهای گوناگون، متفاوت می باشد. لذا β_i نشانگر سهم نهایی مطلوبیت کالای iام می باشد که به صورت کمیت ثابتی در نظر گرفته شده است. تابع فوق از نوع CES می‌باشد و شرط

---

1. Klein & Rubin (1948)
2. Samuelson & Geary
۳. برای مطالعه بیشتر به امینی، صفیار و فخر حسینی، سید فخرالدین (۱۳۸۸)، "حداقل معیشت در مناطق شهری و روستایی کشور و استان کردستان"، فصلنامه علمی – پژوهشی مدلسازی اقتصادی، شماره پنجم مراجعه شود.

$\sum\beta_i = 1$ شکل تابع را شبه مقعر می‌سازد.

با توجه به رتبه ای بودن[1] مطلوبیت، یک تبدیل یکنواخت از رابطه بالا نیز می‌تواند بر همان دستگاه ترجیحات دلالت داشته باشد (تبدیل یکنواخت تابع مطلوبیت که بر روی مقدار حداکثر آن تأثیر نخواهد گذاشت). لذا با لگاریتم‌گیری از رابطه فوق و اندک تغییرات به تابع ذیل دست پیدا می‌کنیم که به لحاظ کاربردی مناسب تر است.

$u = \sum^n \beta_i \log(q_i - \delta_i)$

با حداکثر کردن تابع مطلوبیت فوق نسبت به قید بودجه $I = \sum^n p_i q_i$ تابع تقاضای ذیل بدست می‌آید:

$$q_i = \delta_i + \frac{\beta_i}{p_i}\sum(p_i q_i - p_i\delta_i) \qquad (۱)$$

با ضرب کردن رابطه فوق در p_i دستگاه تقاضا برای n کالا به دست می آید که در آن مخارج صرف شده برای کالای iام تابعی از قیمت کالا، قیمت سایر کالاها و درآمد (مخارج کل) است:

$$C_i = p_i q_i = p_i\delta_i + \beta_i \sum(p_i q_i - p_i\delta_i) \qquad (۲)$$

تابع تقاضای مذکور بدین صورت است که، مخارج صرف شده بر روی iامین کالا به دو جزء تقسیم می‌شود:

۱) جزء مربوط به حداقل معاش یعنی میزان مخارجی که برای مصرف کننده الزامی است ($p_i\delta_i$).

۲) جزء مربوط به مخارج فرامعیشتی که نشانگر مخارجی است که مصرف کننده به اختیار خود بر روی iامین کالا صرف کرده است. به عبارت دیگر با توجه به میزان مخارج (درآمد) و بردار قیمتها، مصرف کننده مخارج فرامعیشتی خویش را ($I - \sum p_i\delta_i$) به خرید کالاهای مختلف اختصاص می دهد که سهم نهایی $(\partial E_i / \partial E)$ این تخصیص برای

1 . Ordinal

iامین کالا ضریب β_i است. β_i را میل نهایی به مصرف در ارتباط با درآمد فرامعیشتی میتوان تفسیر کرد.

روش تحقیق

در این تحقیق برای تعیین حداقل معاش از تابع سیستم مخارج خطی استفاده شده، بطوری که در مرحله اول توابع انگل برای شش گروه کالایی به روش داده های تابلویی برآورد شده و در مرحله بعد نیز تابع تقاضای سیستم مخارج خطی به روش داده های تابلویی تخمین زده میشود. داده های مورد استفاده برای محاسبه حداقل معاش خانوارها در مناطق شهری استان برای تعیین خط فقر و شاخص های فقر در برگیرنده موارد زیر هستند:

۱- آمار بودجه (درآمد –هزینه) خانوار شهری استان یزد در دوره ۱۳۸۸-۱۳۷۹.

۲- شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی خانوار شهری استان.

۳- تعداد خانوار شهری استان به تفکیک گروههای هزینه ای.

۴- دهکهای هزینه ای کشور در دوره ۱۳۸۸-۱۳۷۹.

با توجه به داده های موجود و استفاده از دستگاه سیستم مخارج خطی به برآورد خط فقر نسبی در مناطق شهری استان یزد طی سالهای ۱۳۸۸-۱۳۷۹ یعنی برنامه‌های سوم و چهارم توسعه با استفاده از روش داده های تابلویی می پردازیم. سپس با استفاده از نتایج آن، شاخص های نسبت سرشمار و نسبت شکاف درآمدی محاسبه می‌گردد.

تعیین حداقل معاش با استفاده از برآورد پارامترهای سیستم مخارج خطی

برای تعیین حداقل معاش ابتدا لازم است مشخص شود که عرض از مبدأ بین مقاطع مختلف داده های مورد مطالعه، متفاوت است یا ثابت؟ نتایج آزمون نشان می دهد که عرض از مبدأ در مقاطع به صورت ثابت می باشد. لذا از مدل داده های تابلویی با اثرات ثابت، پارامترهای سیستم مخارج خطی برآورد می شود. استفاده از اثرات ثابت به این دلیل است که از آمار هزینه خانوار به عنوان جانشینی برای درآمد استفاده میکنیم و به دلیل چسبندگی هزینه

خانوارها، تفاوت در بین مقاطع اندک و ثابت خواهد بود. همچنین، در رابطه شماره ۲، δ_i حداقل مصرف کالای iام و $\sum_{i=1}^{n} p_i\delta_i$ مجموع مخارج لازم برای حداقل معاش و β_i میل نهایی به مصرف مازاد درآمد حداقل معاش (میل نهایی به مخارج فرامعیشتی) می باشد (هندرسن کوانت، ۱۳۸۱). در رابطه فوق I_t، P_{it} و C_{it}ها معلوم، اما δ_i و β_i پارامترهای مجهول رابطه سیستم مخارج خطی هستند و باید با استفاده از روابط اقتصاد سنجی برآورد شوند. این رابطه، یک رابطه غیر خطی نسبت به پارامترها است. لذا برآورد پارامترها به دو قسمت تقسیم می‌شود. در بخش اول ابتدا با استفاده از توابع انگل، β_iها برآورد، سپس β_i های بدست آمده در رابطه ۲، جایگذاری می‌شود. در این حالت رابطه فوق نیز نسبت به پارامتر δ_i رابطه ای خطی به خود می گیرد که با استفاده از رابطه ۲، δ_iها برآورد می‌شود. با توجه به مطالب فوق، ابتدا پارامتر β_i را با استفاده از توابع انگل برآورد می کنیم.

الف) برآورد β_i

در گام نخست برای برآورد میل نهایی به مخارج فرامعیشتی(β_i)، از تخمین توابع انگل برای شش گروه هزینه‌ای استفاده شده است. فرم تابعی منحنی انگل خاص سیستم مخارج خطی طبق رابطه شماره ۳ می باشد.

$$C_{it} = \alpha + \beta_i TC_t \qquad (۳)$$

برای برآورد مدل از آمار مخارج دهکهای هزینه ای که توسط مرکز آمار ایران منتشر می شود، استفاده کرده‌ایم. در رابطه بالا C_i: مخارج دهک هزینه ای گروه کالایی iام و TC_t مجموع مخارج دهکهای هزینه ای در هشت گروه کالایی می‌باشد. در برآورد مدل موارد زیر قابل ذکر است:

به دلیل افزایش درجه آزادی، گروههای هشت گانه به شش گروه تقلیل یافته اند که عبارتند از : خوراکی ها، مسکن ، لوازم و اثاثه، بهداشت و درمان، پوشاک و سایر. گروه سایر شامل : حمل و نقل و ارتباطات، تفریحات و سرگرمی ها و خدمات فرهنگی و سایر

کالاها و خدمات متفرقه می شود. جهت محاسبه شاخص قیمت گروه سایر از میانگین وزنی استفاده شده ، به طوری که

$$w_i = \frac{E_i}{E_{other}} \qquad P_{other} = \sum w_i p_i \qquad E_{other} = \sum_i E_i \quad \text{i=(6,7,8)} \qquad (۴)$$

E_i: مخارج گروه کالایی P_{other}: شاخص قیمت گروه سایر

P_i: شاخص قیمت گروه کالایی i

در برآورد این مدل با توجه به اینکه این سیستم برای شش گروه کالایی نوشته می شود، در عمل و به هنگام برآورد مدل، به دلیل همبستگی اجزاء اخلال و در نتیجه صفر شدن دترمینان کواریانس این اجزا، باید یکی از معادلات را از مدل کنار گذاشت و به برآورد سایر معادلات مدل پرداخت. سپس پارامترهای معادله حذف شده را از طریق قید ($\sum \beta_i = 1$) بدست آورد. نتایج در جدول زیر آمده است:

جدول ۱: برآورد β_i گروههای کالایی

عنوان	خوراکی‌ها	پوشاک	مسکن	لوازم و اثاثه	بهداشت و درمان	سایر
β_i	۰/۱۵۷	۰/۰۵	۰/۳۱	۰/۰۴۹	۰/۰۸۶	۰/۳۴

منبع: محاسبات محقق

شایان ذکر است که β_i گروه مسکن را با استفاده از رابطه زیر محاسبه کرده ایم:

$$\sum \beta_i = 1 \qquad ۰/۳۴ + ۰/۰۸۶ + ۰/۰۴۹ + \beta_{ho} + ۰/۰۵۱ + ۰/۱۵۷ = ۱ \qquad \beta_{ho} = ۰/۳۱۷$$

β_i به ازای هر افزایش هماهنگ در درآمد، میزان تغییرات در هزینه انجام شده در مورد کالاهای مختلف را نشان میدهد، یعنی مصرف کننده بیشتر مترصد و مستعد افزایش مخارج در مورد کدامیک از گروههای کالایی است. به بیان دیگر، ضرایب میل نهایی به مخارج در جدول شماره ۱ نشان می دهد اگر مخارج فرامعیشتی خانوارها به طور متوسط ۱۰۰۰ ریال افزایش یابد، ۱۵۷ ریال آن صرف خوراکیها، ۵۱ ریال صرف پوشاک، ۳۱۷ ریال

صرف مسکن، ۴۹ ریال صرف لوازم و اثاثه، ۸۶ ریال صرف بهداشت و درمان و ۳۴۰ ریال آن صرف سایر می شود. بنابراین هرگونه افزایش درآمد در هر مقیاس به نسبت های مشخصی بین کالاهای مختلف توزیع می شود.

ب) برآورد حداقل معاش کالای iام (δ_i)

برای برآورد δ_iها از رابطه سیستم مخارج خطی استفاده می کنیم. همان طور که پیشتر بیان شد، تابع مطلوبیت استون-گری با در نظر گرفتن جملات اخلال به صورت زیر خواهد بود:

$$u = \sum \beta_i \log[q_{it} - (\delta_i + v_{it})] \qquad (۵)$$

در نهایت با اعمال جابجایی‌هایی مدل برآوردی به صورت خواهد شد:

$$C_{it} = p_{it} q_{it} = p_{it}\delta_i + \beta_i (I_t - \sum \delta_i p_{it}) + e_{it} \qquad (۶)$$

همان گونه که مشاهده می شود، این مدل نسبت به متغیر قیمت و درآمد، خطی و نسبت به پارامتر β_i، غیر خطی است که با جایگذاری β_iهای برآورد شده در تابع فوق، مدل سیستم مخارج خطی نسبت به پارامتر β_i نیز خطی می شود. نکته قابل ذکر این است که δ_i در طول سالهای مختلف در این مدل ثابت بوده و تنها از کالایی به کالای دیگر متفاوت است. برای آشکار کردن δ_iها از شاخص قیمت استفاده می کنیم، بدین ترتیب با ضرب δ_i در شاخص قیمت p_{it} حداقل مخارج سال t برای کالای i ام بدست می‌آید.

برآورد مدل

برای تخمین حداقل معاش رابطه شماره۶ را با استفاده از مدل داده های تابلویی با لحاظ اثرات ثابت برآورد می‌کنیم. نتایج به صورت زیر است:

جدول ۲ : برآورد حداقل معاش گروه های کالایی

عنوان	خوراکی ها	پوشاک	مسکن	لوازم و اثاثه	بهداشت و درمان	سایر
حداقل معاش گروههای کالایی	۵۴۵۰۷	۱۴۰۱۶	۴۰۲۴۸	۱۲۲۳۶	۵۳۰۳	۳۸۳۸۳
حداقل معاش سالانه گروههای کالایی	۶۵۱۶۳۱۲۲	۱۵۷۱۴۷۴۳	۱۰۳۴۸۹۲۷۲	۱۴۰۰۸۹۹۸	۲۰۲۵۸۰۵۸	۴۲۷۳۲۹۴۹
سهم گروههای کالایی از حداقل معاش	۳۳/۰۹	۸/۵۱	۲۴/۴۳	۷/۴۲	۳/۲۱	۲۳/۳

منبع: محاسبات محقق

همان طور که از جدول مشاهده می شود، حداقل معاش گروه خوراکی ها با **۳۳/۰۹** درصد رتبه اول و گروههای مسکن (۲۴/۴۳) و سایر با (۲۳/۳) درصد مقامهای بعدی را به خود اختصاص داده اند.

جدول ۳: حداقل معاش سالانه مناطق شهری استان یزد

سال	خوراکی‌ها	پوشاک	مسکن	لوازم و اثاثه	بهداشت	سایر	سالانه
۱۳۷۹	۳۲۳۲۲۶۶	۱۰۸۹۰۴۴	۲۰۲۴۴۷۵	۸۷۸۵۴۵	۲۸۸۴۸۴	۲۵۴۸۶۳۲	۱۰۰۶۱۴۴۶
۱۳۸۰	۳۴۶۶۶۴۶	۱۱۴۰۹۰۳	۲۴۰۲۸۰۶	۹۰۹۱۳۵	۳۳۲۴۹۹	۲۷۷۸۹۳۰	۱۱۰۳۰۹۱۹
۱۳۸۱	۴۱۲۶۱۸۰	۱۱۸۷۱۵۶	۲۸۷۳۷۰۸	۹۶۰۵۲۶	۳۸۶۵۸۹	۳۰۳۲۲۵۷	۱۲۵۶۶۴۱۶
۱۳۸۲	۴۷۶۹۳۶۳	۱۲۷۸۲۶۰	۳۴۰۴۹۸۱	۱۰۵۳۵۲۰	۴۵۱۸۱۶	۳۴۲۷۶۰۲	۱۴۳۸۵۵۴۲
۱۳۸۳	۵۴۵۰۷۰۰	۱۴۰۱۶۰۰	۴۰۲۴۸۰۰	۱۲۲۳۶۰۰	۵۳۰۳۰۰	۳۸۳۸۳۰۰	۱۶۴۶۹۳۰۰
۱۳۸۴	۶۰۵۵۷۲۸	۱۴۶۳۲۷۱	۴۴۹۱۶۷۷	۱۳۶۷۹۸۵	۶۱۳۵۵۸	۴۱۵۳۰۴۱	۱۸۱۴۵۲۶۰
۱۳۸۵	۶۸۴۶۰۸۰	۱۶۴۶۸۸۰	۵۰۹۵۳۹۷	۱۵۲۴۶۰۶	۶۹۸۴۰۶	۴۶۹۰۴۰۳	۲۰۵۰۱۷۷۲
۱۳۸۶	۸۳۲۸۶۷۰	۱۸۸۹۳۵۷	۶۱۷۴۰۴۴	۱۷۶۹۳۲۶	۸۱۷۱۹۳	۵۴۰۴۳۲۷	۲۴۳۸۲۹۱۷
۱۳۸۷	۱۰۸۴۱۴۴۲	۲۲۸۶۰۱۰	۷۸۹۶۶۵۸	۲۱۹۰۲۴۴	۱۰۰۷۵۷۰	۶۴۳۶۸۳۰	۳۰۶۵۸۷۵۴
۱۳۸۸	۱۲۰۴۶۰۴۷	۲۳۳۲۲۶۲	۹۵۳۰۷۲۶	۲۱۳۱۵۱۱	۱۱۲۲۶۴۵	۶۴۲۲۶۲۷	۳۳۵۸۵۸۱۸

منبع: محاسبات محقق

برآورد نرخ رشد سالانه حداقل معاش نیز در مناطق شهری به صورت زیر می باشد:

جدول ۴: نرخ رشد سالانه حداقل معاش در مناطق شهری استان یزد

سال	برنامه‌های توسعه	نرخ رشد سالانه حداقل معاش	نرخ تورم در کشور	متوسط نرخ رشد حداقل معاش	متوسط نرخ تورم
۱۳۷۹		-	-		
۱۳۸۰	برنامه سوم توسعه	۹/۶۳	۱۱/۳۴		
۱۳۸۱		۱۳/۹۱	۱۵/۸۹	۱۳/۱۲	۱۴/۵۲
۱۳۸۲		۱۴/۴۷	۱۵/۵۷		
۱۳۸۳		۱۴/۴۸	۱۵/۲۰		
۱۳۸۴		۱۰/۱۷	۱۰/۴		
۱۳۸۵	برنامه چهارم توسعه	۱۲/۹۸	۱۳/۴		
۱۳۸۶		۱۸/۹۳	۱۷/۱	۱۵/۴۷	۱۵/۰۸
۱۳۸۷		۲۵/۷۳	۲۲/۶۶		
۱۳۸۸		۹/۵۴	۱۱/۸۵		

منبع: محاسبات محقق

روند حرکت نرخ رشد سالانه حداقل معاش، بیانگر نوسان در نرخ افزایش حداقل معاش سالانه است؛ به طوری‌که در سال ۱۳۸۴، نرخ رشد حداقل معاش نسبت به سال ۸۳ برابر ۱۰/۱۷ درصد بوده است؛ اما در سال ۱۳۸۷، حداقل معاش نسبت به سال ۸۶ با نرخ ۲۵/۷۳ درصد رشد داشته است. جدول شماره ۴ دلالت برآن دارد که میزان افزایش حداقل معاش در سال های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۷ متفاوت بوده است و روند ثابتی را دنبال نکرده است. متوسط نرخ رشد حداقل معاش در برنامه سوم ۱۳/۱۲٪ و در برنامه چهارم ۱۵/۴۷٪ بوده است.

محاسبه شاخص های فقر در مناطق شهری استان یزد

در این قسمت دو شاخص فقر شامل شاخص نسبت سرشمار و شاخص فقر نسبت شکاف درآمدی توضیح داده و محاسبه می شود. برای محاسبه این شاخص ها، از آمار تعداد خانوارهای نمونه شهری استان یزد برحسب گروههای هزینه سالانه که توسط مرکز آمار ایران منتشر می شود، استفاده نموده ایم.

الف) شاخص نسبت سرشمار

رایج ترین شاخص فقر تا سال ۱۹۷۰ نسبت سرشمار[1] فقر بوده است. این شاخص عبارت است از نسبت تعداد افراد فقیر (زیرخط فقر)، q به کل افراد در جامعه (N)، یعنی $H = q/N$، اندازه این شاخص بین صفر تا یک تغییر می‌کند. زمانی شاخص صفر است که درآمد کلیه افراد جامعه از خط فقر برآورد شده آن جامعه بیشتر باشد و در شرایطی برابر با یک می باشد که تمام افراد جامعه زیر خط فقر زندگی کنند. نتیجه محاسبه این شاخص در جدول زیر آمده است. بالاترین درصد افراد فقیر مربوط به سال۱۳۷۹ بوده که در آن ۲۵ درصد خانوارهای نمونه گیری در آمار استفاده شده زیر خط فقر بوده اند و پایین ترین درصد افراد فقیر مربوط به سال ۱۳۸۲ بوده که برابر با ۱۳ درصد است.

1.Relative Index

جدول ۵: شاخص درصد افراد فقیر در مناطق شهری استان یزد(شاخص نسبت سرشمار)

برنامه توسعه	سال	شاخص درصد افراد فقیر(درصد)	متوسط درصد افراد فقیر در برنامه های سوم و چهارم توسعه
برنامه سوم	۱۳۷۹	۲۵/۱۴	۱۹/۴۶
	۱۳۸۰	۲۳/۸	
	۱۳۸۱	۱۸/۸۵	
	۱۳۸۲	۱۳/۰۴	
	۱۳۸۳	۱۶/۵	
برنامه چهارم	۱۳۸۴	۱۹/۵	۱۸/۰۷
	۱۳۸۵	۱۶/۵۸	
	۱۳۸۶	۱۷/۷۵	
	۱۳۸۷	۲۰/۹۳	
	۱۳۸۸	۱۸/۷۶	

منبع: محاسبات محقق

ب) شاخص شکاف درآمدی

سن (۱۹۷۶) به شاخص دیگری از عمق یا شدت فقر دست یافت که نسبت شکاف درآمدی[1] نامیده می شود. این شاخص به صورت نسبت میانگین شکاف درآمدی افراد فقیر نسبت به خط فقر تعریف می شود و برابر است با:

$$I = \frac{1}{qz}\sum_{i=1}^{q}(z - y_i) = \frac{z - \overline{y_p}}{z}$$

I: شاخص نسبت شکاف درآمدی $\overline{y_p}$: متوسط درآمد فقرا z: خط فقر

این نسبت به صورت درصدی از خط فقر بیان می شود که گویای آن است که درآمد متوسط اقشار فقیر جامعه چقدر باید افزایش یابد تا فقر کاملا از بین برود.

1. Income Gap Ratio

نتایج حاصل از برآورد شاخص نسبت سرشمار تنها درصد افراد فقیر در جامعه را نشان میدهد. اما هیچ تصویری از میزان و یا عمق فقر در جامعه را ترسیم نمی کند. به عبارت دیگر فقط میتوان فهمید چند درصد افراد جامعه فقیر هستند، در صورتیکه شاخص شکاف درآمدی میزان پول یا درآمدی است که باید به افراد فقیر انتقال یابد تا فقر ریشه کن شود. با این شاخص می توان مشخص نمود که چقدر باید کمک مالی به هر خانوار فقیر و یا کل خانوارهای فقیر نمود تا از خط فقر خارج شوند.

جدول ۶ : شاخص نسبت شکاف درآمدی مناطق شهری استان یزد

برنامه توسعه	سال	شاخص نسبت شکاف درآمدی(درصد)	میانگین شاخص نسبت شکاف درآمدی
برنامه سوم	۱۳۷۹	۴۰/۳۶	۳۹/۶۴
	۱۳۸۰	۴۵/۶۰	
	۱۳۸۱	۴۶/۲۸	
	۱۳۸۲	۲۸/۹۷	
	۱۳۸۳	۳۷	
برنامه چهارم	۱۳۸۴	۳۵/۸۲	۳۵/۳۷
	۱۳۸۵	۳۴/۰۹	
	۱۳۸۶	۳۵/۹۲	
	۱۳۸۷	۳۴/۲۷	
	۱۳۸۸	۳۶/۷۷	

منبع: محاسبات محقق

کمترین میزان این شاخص در سال ۱۳۸۲ بوده که برابر با ۲۹ درصد می باشد و بیشترین میزان آن در سال ۱۳۸۱ بوده است. شایان ذکر است که ۲۹ درصد بدین معنی می باشد که درآمد افراد را اگر به میزان ۲۹ درصد افزایش دهیم این شکاف درآمدی پر شده و این افراد از خط فقر خارج میشوند. اهمیت این شاخص در این است که شدت و عمق فقر را نشان می دهد. بنابراین میزان کمتر این شاخص نشان‌دهنده شدت و عمق کمتر فقر

می باشد. میزان شاخص شکاف فقر در سال های مختلف روند ثابتی را دنبال ننموده است. اما با مقایسه ارقام می توان پی برد که وضعیت فقر در برنامه چهارم نسبت به برنامه سوم حدود ۱٪ بهبود یافته است.

جمع بندی و نتیجه گیری

این مطالعه با هدف تعیین حداقل معیشت مناطق شهری استان یزد در دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۷۹ انجام یافت. نتایج نشان داد که بیشترین میل نهایی به مخارج فرامعیشتی مربوط به گروه سایر (شامل: حمل و نقل، تفریح و تحصیل و متفرقه) بوده به نحوی‌که در مناطق شهری استان یزد ۳۴ درصد از مخارج فرا معیشتی صرف این گروه کالایی می شود. پس از گروه سایر، مسکن با سهم هزینه نهایی ۰/۳۱۷ در ردیف دوم جای دارد. کمترین سهم نیز به گروه لوازم و اثاثه با سهم هزینه نهایی ۰/۰۴۹ تعلق دارد. براساس داده های بدست آمده برای پارامتر (β_i) مربوط به میل نهایی به مخارج فرامعیشتی چنین بر می آید که رونق اقتصادی و یا هرگونه رشدی در درآمد خانوارها که منجر به افزایش درآمد فرا معیشتی خانوار گردد، بیشترین مصرف را در وهله اول بر هزینه های سایر و در درجه دوم بر تقاضای مسکن خواهد گذاشت.

با نگاهی به ارقام مربوط به حداقل معاش در مناطق شهری استان یزد می توان روند کلی حداقل معاش را به صورت زیر بیان کرد:

الف) در ابتدای برنامه پنج ساله سوم، حداقل معاش سالانه برابر ۱۰۰۶۱۴۴۲ ریال بوده که در پایان برنامه یعنی در سال ۱۳۸۳ به رقم ۱۶۴۶۹۳۰۰ ریال افزایش یافته است. این تغییرات بیانگر نرخ رشد متوسط سالانه حدود ۱۱ درصد است. در سال های اول برنامه سوم، حداقل معاش سالانه با نرخ فزاینده افزایش یافته، اما در سال های پایانی برنامه سوم یعنی ۱۳۸۲ و ۱۳۸۳ حداقل معاش با نرخ کاهنده، افزایش یافته است. بالاترین نرخ رشد حداقل معاش در برنامه سوم توسعه مربوط به سال ۱۳۸۳ بوده است.

ب) در سال ۱۳۸۴ که اولین سال برنامه چهارم توسعه است حداقل معاش سالانه برابر

۱۸۱۴۵۲۵۷ ریال بوده که در سال ۱۳۸۸ به ۳۳۵۸۵۸۱۹ ریال رسیده است که نرخ رشد متوسط سالانه آن برابر ۱۶ درصد می باشد. پایین ترین نرخ رشد سالانه مربوط به سال ۱۳۸۸ است.

آنچه از مقایسه دو برنامه نتیجه می شود این است که هرچند حداقل معاش سالانه افزایش یافته است، اما نرخ رشد سالانه حداقل معاش در برنامه چهارم نسبت به برنامه سوم در استان یزد بیشتر بوده و این امر بیشتر به علت رشد قیمت ها در برنامه چهارم بوده است. همچنین نتایج نشان میدهد که میزان شاخص های فقر از آغاز تا انتهای دوره مورد مطالعه کاهش چشمگیری نداشته و همچنان درصد بالایی (حدود ۱۹ درصد) از جمعیت شهری زیر خط فقر قرار داشته‌اند. در مقایسه میانگین شاخصهای درصد افراد فقیر، نسبت شکاف فقر در مناطق شهری طی برنامه سوم و چهارم توسعه، نشان از کاهش فقر در برنامه چهارم نسبت به برنامه سوم توسعه دارد که این کاهش حدود ۱٪ بوده است.

در مجموع، نتیجه ای که از این تحقیق استنباط میشود این است که، با توجه به صرف منابع و هزینه های زیاد در استان که عمدتاً برای ایجاد اشتغال و رفاه بوده است، طبق یافته های این تحقیق طی دو برنامه توسعه یعنی برنامه های سوم و چهارم تنها یک درصد از میزان فقر در جامعه کاسته شده است. بنابراین سیاستگزاران اقتصادی بررسی نمایند که آیا با توجه به صرف منابع فراوان انسانی و مالی کاهش فقر طی دو برنامه توسعه به میزان حدود یک درصد از افراد جامعه شهری استان قابل قبول می باشد؟

.

منابع

1- Abolfathi, L. (2006) "The Scale of Poverty in Iran", Expediency Discernment Council.
2- Abunuri, E. and Maliki, N. (2008) "Poverty Line in the Semnan Province of Iran During the Development Programs (1989-2004) ", Journal of Social Welfare, 28, pp. 112-125.
3- Akbarian, R. and Famkar, M. (2011) "The Association between Income Inequality, Education Expenditures and Economic Growth".Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research , 1(1), PP. 161-185.
4- Amini, S. and Fakhr Hosseini, F. (2009) "The Least Living Line in Urban and Rural Areas of the Country and Kordestan Province", Journal of Economic Modeling, 5, pp. 78-98.
5- Assadzadeh, A. and Satya, P. (2001) "Poverty, Growth and Redistribution", Available at www.wider.unu.edu.
6- Chimhowa, A.O. (2009) "Poverty", International Encyclopedia of Human Geography, pp. 408-415.
7- Christian, E. (2004) "Poor People, Free Trade and Trade Justice", from http:/www.Elsiver/ Eldis/ Poverty.com.
8- Duclos, Jean and Giles, John (2009) "Chronic and Transient Poverty: Measurement and Estimation, with Evidence from China", Elsevier,91, pp. 266-277.
9- Foday, L. and John, M. (1996) "Poverty Monitoring in Africa", Economic and Social Policy Analysis Division, UN Economic Commission for Africa.
10- Foster, J.E. Greer, J. and Thorbecke, E. (1998) "A Class of Decomposable Poverty Measures", Econometrica, 52, PP. 761-766.
11- Hekmati Farid, Samad (2000) "Estimating the Poverty Line in Urban Areas of Tehran and its Comparison with the Country", Faculty of Economics, Tehran University, Iran.
12- Kazerooni, A. (1996) "An Analysis of Poverty and Poverty Reduction Policy in Iran", Management & Planning Organization.
13- Khodadad Kashi, F. (2005) "Estimating the Poverty Line in Iran (1984-2000) ", Journal of Social Welfare, 17, pp. 137-163.

14- Khaledi, K. and Parmeh, Z. (2005) "Review of Poverty in Urban and Rural Areas of Iran (96-2005), Journal of Agricultural Economics and Development", 49, pp. 82-57.
15- Khosravi Nezhad, A. (2005) "The Effect of Reducing or Eliminating Subsidies on Welfare: the Case of Iran in terms of CPI Index and Demand Equations', Ph.D. Thesis, Economics Dept., Islamic Azad University, Tehran, Iran.
16- Maliki, Nader (2006) "Mesurement of Poverty in the Semnan Province of Iran: First, Second and Third Developing Programs, Ph.D. Thesis, Islamic Azad University, Tehran, Iran.
17- Mohammadi, S. Sayeh Miri, A, and Gorgi, H. (2007) "Measuring of the Least Living Using Linear Expenditure System: the case of Ilam in the Second Developing Program", Journal of Iranian Economic Research, 31, pp. 45-76.
18- Newell, A. and Gazeley, I. (2011) "Poverty in Edwardian British", Oxford University Press.
19- Parvin, S. and Zaidi, R. (2001) "The Effect of Adjustment Policies on Poverty and Income Distribution (the Case of the First Economic Development Program", Journal of Economic Research, 58, pp. 12-45.
20- Pirasteh, H. and Ranjbar, H. (2002) "The Study of Poverty in Iran: the Impact of Some Economic Measurements", Journal of Economic and Policy Research, 3, pp.89-99.
21- Ravallion, M. (1998) "Poverty Line in Theory and Practice", LSMS Working Paper, No133, World Bank, Washington D.C.
22- Sen, A. (1979) "Issues in the Measurement of Poverty", Scandinavian Journal of Economics,1, PP.285-307.
23- Townsend, Peter (1979) "Poverty in the United Kingdom", London: Penguin.
24- Wang, D. and Park, A. (2010) "Migration and Urban Poverty and Inequality in China", London: Penguin.
25- World Bank (2002) "World Development Report on Poverty (2001-2000) ", Management and Planning Organization of Iran.
26- Zenouz, B. (2005) "Poverty and Income Inequality in Iran", Journal of Social Welfare, 17, pp. 165-206.

بررسی درجه تسلط سیاست مالی در اقتصاد ایران در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

دکتر سعید مشیری*، شعله باقری پرمهر**، سید هادی موسوی نیک***

دریافت:۱۳۹۰/۹/۲۱ پذیرش:۱۳۹۰/۱۲/۱

چکیده

یکی از مسائلی که کشورهای در حال توسعه در سطوح سیاستی با آن مواجه می‌شوند، نحوه نامناسب تعامل سیاست‌های مالی و پولی است. به اعتقاد بسیاری از کارشناسان عمده‌ترین دلیل تورم در این کشورها را می‌توان به پولی کردن بدهی‌های دولتی از جمله بدهی مربوط به اوراق بهادار دولتی از طریق استقراض از بانک مرکزی منسوب کرد. در این مقاله سعی شده است تا میزان پولی کردن این نوع بدهی‌ها که شاخصی برای حاکمیت سیاست مالی است در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی با استفاده از رویکرد بیزی بررسی شود. نتایج حاصل از تخمین مدل نشان می دهد میزان تسلط سیاست های مالی در اقتصاد ایران ۷۷ درصد است که نشان از استقلال پایین بانک مرکزی دارد. در پایان خوبی برازش در مدل با استفاده از شاخص های مربوطه مورد بررسی قرار گرفته است که نشان از خوبی برازش مدل دارد.

کلمات کلیدی: تسلط سیاست مالی، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، رویکرد بیزی.

طبقه‌بندی JEL: C11, E63, C69.

* دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی Email: saeedmoshiri@hotmail.com

** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، نویسنده مسئول Email: sholeh_bp@yahoo.com

*** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی Email: Hadi.Mousavy@gmail.com

۱- مقدمه

یکی از اهداف اصلی در اقتصاد هر کشور دستیابی به رشد مناسب اقتصادی و برقراری ثبات قیمت‌هاست. برای نیل به این اهداف دولت‌ها دو نوع ابزار را به کار می‌گیرند. سیاست مالی که طی آن سطح مالیات و مخارج دولت مشخص می‌شود و سیاست پولی که عمدتاً به مدیریت عرضه پول و تنظیم نرخ بهره می‌پردازد. سیاست مالی توسط دولت هر کشور به کار گرفته می‌شود در حالی که متولی سیاست‌های پولی بانک مرکزی است. آنچه در این میان دارای اهمیت فراوانی است نحوه تعامل سیاست‌های مالی و پولی است، چرا که این تعامل نقشی اساسی در تعیین روند متغیرهای کلان اقتصادی خواهد داشت.

هدف از ارائه این مقاله روشن ساختن اصول حاکم سیاستی در شکل‌دهی تعامل میان سیاست‌های مالی و پولی است که منجر به شرایط فعلی ایران، یعنی تورم مزمن و رشد اقتصادی کمتر از میزان بالقوه خود شده‌اند. در ادامه به ارائه مبانی نظری و مرور ادبیات در این حوزه می پردازیم. سپس با ارائه مدل اقتصاد کلان برای ایران و تبیین توابع رفتاری و سیاستی به استخراج میزان تسلط سیاست مالی در اقتصاد ایران می‌پردازیم. برای مدل‌بندی فضای سیاستی ایران از توابع رایج مانند قانون تیلور و یا قانون رشد پولی به عنوان توابع عکس‌العملی بانک مرکزی استفاده نخواهد شد. قانون سیاستی مورد استفاده در این مقاله در واقع متکی بر این فرض است که K درصد از بدهی دولت توسط ارزش فعلی مازاد اصلی جاری و آتی بودجه و باقیمانده آن نیز از استقراض از بانک مرکزی تامین می‌شود. پس از حل مدل میزان K در اقتصاد ایران تخمین زده خواهد شد. در مرحله بعد اثرات شوک‌های اصلی در اقتصاد ایران (شوک درآمدهای نفتی، شوک بهره‌وری، شوک مخارج دولت و شوک پولی) تحت درجه تسلط سیاست مالی استخراج وتجزیه و تحلیل خواهند شد. در انتهای مقاله به ارزیابی مدل و خوبی برازش آن با استفاده از شاخص های موجود می پردازیم.

۲-مبانی نظری و مروری بر ادبیات

طی سه دهه اخیر بحث میان ارتباط سیاست‌های مالی و پولی در ادبیات اقتصادی نقش پررنگی پیدا کرد. اولین بار سارجنت و والاس (۱۹۸۱) این بحث را مطرح کرده‌اند. این دو نشان دادند که سیاست پولی قادر به کاهش تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت بدون تغییرات اساسی در سیاست‌های مالی نیست (بایگ و دیگران[1]، ۲۰۰۶). به عبارت دیگر آنان بحث تسلط سیاست مالی را مطرح کردند که طی آن مقامات مالی کسر بودجه خود را از طریق فروش اوراق قرضه و انتشار اسکناس تامین مالی می‌نمایند و مقامات پولی قدرت کنترل تورم را ندارند. اگر به هر دلیلی کسر بودجه دولت و یا بدهی‌های دولتی افزایش یابد نرخ بهره افزایش می‌یابد. اگر مقامات پولی با هدف کنترل تورم در ابتدای امر سیاست پولی انقباضی اعمال نمایند باعث افزایش بیشتر نرخ بهره خواهند شد که در اینصورت کسر بودجه آتی به دلیل تعهدات مالی دولت افزایش می‌یابد. این کسر بودجه انتشار پول بیشتر در آینده و تورم آتی بالاتر را ایجاد خواهد کرد. در چنین شرایطی بدهی‌های کمتر – در صورتی که نرخ بهره حقیقی را کمتر از نرخ رشد اقتصادی نماید – می‌تواند به احیای اثربخشی سیاست‌های پولی در کنترل تورم کمک نماید.

به طور کلی می‌توان گفت بعد از پررنگ شدن بحث تعامل میان سیاست‌های مالی و پولی که بحث تسلط سیاست مالی یکی از ابعاد آن است، ادبیات موجود در این زمینه به دو دسته اصلی تقسیم شد. یکی از این شاخه‌ها به بررسی اثر تعامل سیاست‌های مالی و پولی بر بدهی‌های دولتی بدون استفاده از نگرش تئوری بازی‌ها می‌پرداخت که با "تئوری مالی تورم"[2] در دهه ۱۹۸۰ مطرح شد (از جمله می‌توان به کارهای درازن [3] (۱۹۸۵)، لیویاتان[4]

1.Baig et al (2006)
2.Fiscal theory of inflation
3.Drazen (1985)
4.Liviatan (1984)

(۱۹۸۴، ۱۹۸۶، ۱۹۸۸)، آیگری و گرتلر[1] (۱۹۸۵) و برونو و فیشر[2] (۱۹۹۰) اشاره کرد). در دهه ۱۹۹۰ شکل جدید این نگرش با عنوان "تئوری مالی سطح قیمت"[3] (FTPL) توسط سیمز (۱۹۹۴) و ودفورد (۱۹۹۵) مطرح شد. بر طبق این تئوری با یک عرضه پول مشخص، مسیرهای مختلف تورمی می‌توانند با تعادل اقتصادی همراه باشند که سیاست مالی تعیین کننده این مسیر تورمی است.

نگرش دوم در این زمینه بر پایه توصیف استراتژی بهینه تعامل میان سیاست‌هاست که افرادی مانند بلیندر[4] (۱۹۸۲)، تابلیانی[5] (۱۹۸۵، ۱۹۸۶، ۱۹۸۷)، السینا و تابلیانی[6] (۱۹۸۷)، پتیت[7] (۱۹۸۹)، نورهاوس، اسکولتز و فیشر[8] (۱۹۹۴) بر روی آن کار کردند (پکارتکی[9]، ۲۰۰۷). با توجه به آنکه این نگرش در کشورهایی موضوعیت دارد که بانک مرکزی آن‌ها تا حدی مستقل است و به عنوان یک بازیگر مستقل در تعامل با دولت ایفای نقش می‌نماید، بررسی این نگرش در این تحقیق ضروری نمی‌نماید. بعد از این مقدمات در این قسمت می‌خواهیم مشخصاً به مروری بر ادبیات مربوط به تسلط سیاست مالی بپردازیم.

۳- روش‌شناسی

در تجزیه و تحلیل هر سیستم باید تأثیر اجزاء آن بر یکدیگر، قوانین و رابطه‌های حاکم بر آن و دیگر خصوصیات مربوطه را شناخت که برای این کار روش‌های متفاوتی وجود دارد. اما تعداد سیستمهایی که بتوان این روش را برای بررسی آنها بکار برد بسیار محدودند زیرا معمولاً تغییر یک متغیر مانند اتخاذ سیاست مالی و یا سیاست پولی که تعاملات

1.Aiyagari & Gertler (1985)
2.Bruno & Fischer (1990)
3.Fiscal theory of the price level
4.Blinder (1982)
5.Tabellini (1985,1986,1987)
6.Alesina & Tabellini (1987)
7.Petit (1989)
8.Nordhaus, Schultze, Fischer (1994)
9.Pekardki (2007)

گسترده‌ای با سایر متغیرهای مدل دارد، در یک سیستم باعث دگرگونی سیستم و لذا بی‌اعتباری بررسی و نتایج حاصله از آن می‌گردد و درضمن ایجاد تغییر برای مشاهده عکس‌العمل رفتاری در همه سیستم‌ها عملی نیست. یکی از مدل‌هایی که قابلیت فوق را تا حد زیادی داراست مدل تعادل عمومی پویای استوکاستیک[1] (DSGE) است که طی آن کل متغیرهای اقتصادی با استفاده از سیستم معادلات اقتصادی در نظر گرفته می‌شود و سپس می‌توان اثرات هر شوک بر روی کل اقتصاد و آثار آن بر هر متغیر اقتصادی را مورد بررسی قرار داد.

مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی یک مدل بهینه‌سازی اقتصاد خرد است که طی ۲۵ سال اخیر در ادبیات اقتصاد کلان مطرح شده است. مدل‌های DSGE ابزار مناسبی برای ایجاد چارچوبی منسجم در بحث‌های سیاستگزاری و تحلیلی محسوب می‌شوند. این مدل‌ها توانایی پاسخگویی به مسائلی همچون تغییرات ساختاری، پیش‌بینی و پیشگویی اثرات تغییرات سیاستی و آزمایشات کانترفکچوال[2] را دارند. مدل DSGE شاخه‌ای از تئوری تعادل عمومی کاربردی است و در واقع روش‌شناسی آن به توضیح پدیده‌های کلی اقتصاد مانند رشد اقتصادی، چرخه‌های تجاری و اثرات سیاست‌های مالی و پولی با استفاده از اصول اقتصاد خرد کمک می‌کند (تووار[3]، ۲۰۰۸).

نگرش DSGE سعی در مدل‌بندی تمام متغیرها در اقتصاد به صورت همزمان دارد. بنابراین مدل‌های DSGE اغلب به توضیح چگونگی رفتار بنگاه‌ها، مصرف‌کنندگان، دولت و مقام پولی می‌پردازند و اینکه چگونه این عملکردهای جدا از هم نتیجه و دستاورد کل اقتصاد را تعیین می‌کند.

در این تحقیق به منظور حصول هدف اصلی که استخراج درجه تسلط سیاست مالی (یا

1.Dynamic Stochastic General Equilibrium Model

۲.Counterfactual history به دنبال یافتن سوال "چه می‌شود اگر" می‌باشد. در واقع با بررسی تاریخ و حوادث تاریخی با استفاده از ابزار برون‌یابی، این کار را انجام می‌دهد.

3.Tovar (2008)

عکس آن درجه استقلال بانک مرکزی) است، از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی استفاده شده است که سعی شده است با ساختار خاص اقتصاد ایران تعدیل شود. به منظور برآورد مدل نیز به رغم پیچیدگی‌ها و دشواری‌های موجود، از رویکرد بیزی استفاده شده است. فرض پایه‌ای برای حصول هدف مورد نظر آن بوده است که κ درصد از بدهی دولت توسط ارزش فعلی مازاد اصلی جاری و آتی بودجه و باقیمانده آن نیز از استقراض از بانک مرکزی تامین می‌شود $1-k$ درجه تسلط سیاست مالی و κ درجه استقلال بانک مرکزی را نشان می‌دهد. بنابراین همه تلاش این مقاله برآورد این پارامتر در فضای اقتصاد ایران است.

۴-طراحی و تخمین مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران

در این قسمت با توجه به مبانی نظری مطرح شده، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی متناسب با شرایط اقتصاد ایران ترسیم شده است. مدل بکار گرفته شده در این مقاله از چهار بخش خانوارها، بنگاه‌ها، بخش نفت و مقام پولی-دولت که به دلیل تعاملات سیاستی به عنوان یک بخش تلقی می‌گردند، تشکیل شده است. در این مدل کشور مورد بررسی یک کشور کوچک است که تنها صادر کننده نفت است و مراوده دیگری با دنیای خارج ندارد. بخش خانوار شامل یک خانوار نماینده[1] با افق برنامه‌ریزی نامحدود است. در بخش بنگاه‌ها دو نوع بنگاه در نظر گرفته می‌شود، یک بنگاه نماینده که تنها یک کالای نهایی تولید می‌کند و مجموعه‌ای از بنگاه‌های رقابت انحصاری که کالاهای واسطه‌ای متمایزی تولید می‌کنند. مدل مورد استفاده در این مقاله از کار رزنده و ربی[2] (۲۰۰۸) اقتباس شده است که در آن با توجه به شرایط اقتصاد ایران به عنوان نمونه مورد بررسی، برخی تغییرات اعمال شده و بخش نفت به آن اضافه گردیده است.

1. Representative Household
2. Resende & Rebei (2008)

۴-۱- خانوارها

در این مدل فرض می‌شود در هر دوره زمانی t، خانوارها نیروی کار خود، h_t، را می‌فروشند و انباره سرمایه‌ای که از دوره قبل به آنان رسیده، k_{t-1}، را اجاره می‌دهند. W_t و r_t دستمزد حقیقی و نرخ اجاره سرمایه هستند. خانوارها صاحبان بنگاه‌ها نیز به شمار می‌آیند و پرداخت اسمی سود سهام تقسیم شده، D_t، نیز به آنان می‌رسد. بعد از پرداخت مالیات دریافت درآمد بهره‌ای اوراق قرضه دولتی در دوره قبل، خانوارها این مانده را مصرف و سرمایه‌گذاری می‌کنند و نیز پرتفوی خود برای دارایی‌های مالی را شکل می‌دهند که شامل تراز پولی و اوراق قرضه دولتی خواهد بود.

می‌توان گفت یک خانوار به عنوان نمونه با مسئله زیر روبرو است:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t[\log(c_t) + \gamma \frac{\psi}{\psi - 1}\left(\frac{M_t}{p_t}\right)^{\frac{\psi-1}{\psi}} + \eta \log(1 - h_t)$$

با دو قید زیر

$$c_t + x_t + \frac{M_t}{p_t} + \frac{B_t}{p_t} < \left[w_t h_t + r_t k_{t-1} + \frac{D_t}{p_t}\right] + \frac{M_{t-1}}{p_{t-1}\pi_t} - \frac{TA_t}{P_t} + i_{t-1}\frac{B_{t-1}}{p_{t-1}\pi_t}$$

$$k_t = (1 - \delta)k_{t-1} + x_t$$

که در آن

M_t تراز اسمی پول، B_t ارزش اسمی اوراق قرضه دولتی در انتهای زمان t، p_t سطح عمومی قیمت‌ها، π_t نرخ تورم ناخالص $(\frac{p_t}{p_{t-1}})$، β_t عامل تنزیل ذهنی بین صفر و یک، Ψ کشش بهره‌ای تقاضای پول، x_t سرمایه‌گذاری حقیقی، TA_t خالص مالیات پرداختی اسمی، i_{t-1} نرخ بهره اسمی ناخالص روی اوراق قرضه دولتی، δ نرخ استهلاک، γپارامتر ترجیحات تقاضای پول در تابع مطلوبیت و η کشش عرضه نیروی کار است.

خانوار سعی دارد با توجه به قیود معرفی شده مطلوبیت خود را در طول زمان حداکثر نماید که در رابطه شماره (۱) ارائه شده است:

$$\ell_t = E_t(\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \lg(c_t) + \gamma \frac{\varphi}{\varphi-1} (m_t)^{\frac{\varphi-1}{\varphi}} + \eta \lg(1-ht) - \right.$$

$$\left. \lambda t \left[c_t + X_t + M_t + b_t - w_t h_t - r_t K_{t-1} - \frac{M_t - 1}{\pi_t} - \frac{TA_t}{P_t} + i_{t-1} \frac{b_t}{\pi} \right] \right\}) \quad (۱)$$

با توجه به مسئله بهینه‌یابی فوق، می‌توان شرایط مرتبه اول را نسبت به متغیرهای تصمیم خانوار یعنی c_t، m_t، h_t، b_t، k_t به دست آورد (حروف انگلیسی کوچک نماد مقادیر حقیقی متغیرهاست) که معادلات زیر را نتیجه می‌دهد:

$$\frac{\partial \ell_t}{\partial C_t} = \beta^t \left(\frac{1}{C_t} - \lambda_t \right) = 0 \ \rightarrow \lambda_t = \frac{1}{C_t} \quad (۲)$$

$$\frac{\partial \ell_t}{\partial m_t} = \beta^t \left(\gamma (m_t)^{\frac{-1}{\psi}} - \lambda_t \right) + \ \rightarrow \lambda_t = \gamma (m_t)^{-\frac{1}{\psi}} + \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}} \right] \quad (۳)$$

$$\beta^{t+1} \ E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}} \right] = 0$$

$$\frac{\partial \ell_t}{\partial h_t} = \beta^t \left(\frac{\eta}{1-h_t} - W_t \lambda_t \right) = 0 \rightarrow \lambda_t = \frac{\eta}{(1-h_t) W_t} \quad (۴)$$

$$\frac{\ell \partial_t}{\partial b_t} = -\beta^t \lambda_t + \beta^{t+1} i_t E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}} \right] = 0 \quad \rightarrow \lambda_t = \beta i_t E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}} \right] \quad (۵)$$

$$\frac{\ell \partial_t}{\partial k_t} = -\beta^t \lambda_t \frac{\partial K_t}{\partial K_t} - \beta^{t+1} \lambda_{t+1} \left[\frac{\partial x_{t+1}}{\partial k_t} - r_{t+1} \right] = 0 \rightarrow \lambda_t = \quad (۶)$$

$$\beta \lambda_{t+1} [1 + r_{t+1} - \delta]$$

در معاملات فوق λ_t ضریب لاگرانژ، متناظر با محدودیت بودجه در دورهٔ t است.

۴-۲- بنگاه

فرض می‌شود دو گروه بنگاه وجود دارد، نخست بنگاه‌هایی که کالاهای نهایی تولید می‌نمایند و بنگاه‌هایی که کالای واسطه‌ای تولید می‌کنند که با شاخص j مشخص می‌شوند که $j \epsilon [0،1]$ است. بنگاه‌های تولید کننده کالای نهایی، $y_t(j)$ واحد از کالای واسطه‌ای را به کار می‌گیرد و y_t واحد محصول، بر اساس تابع تولید با کشش جانشینی ثابت تولید می‌نماید.

۴-۲-۱- بنگاه نماینده کالای نهایی

تولید کالای نهایی از کالای واسطه‌ای تحت یک تابع تولید با کشش جانشینی ثابت (CES) صورت می‌گیرد.

$$y_t = [\int_0^1 y_t(j)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (۷)$$

در این تابع $\theta > 1$ کشش جانشینی بین کالاهای واسطه‌ای مختلف را نشان می‌دهد. بنگاه تولیدکننده کالای نهایی محصول تولیدی را به قیمت اسمی P_t می‌فروشد و $y_t(j)$ را به نحوی انتخاب می‌کند که سودش را که در رابطه (۸) آورده شده است حداکثر شود.

$$p_t y_t - \int_0^1 p_t(j) y_t(j) dj \quad (۸)$$

در نهایت حداکثرسازی سود تابع تقاضای زیر را نتیجه می‌دهد

$$y_t(j) = [\frac{P_t(j)}{P_t}]^{-\theta} y_t \quad (۹)$$

معادله (۹) که یک تابع تقاضای استیگلیتز – دیکسیت استاندارد[1] برای کالای واسطه‌ای j است، با قیمت نسبی آن کاهش و با محصول کل افزایش می‌یابد. از رابطه فوق می‌توان نشان داد که شاخص قیمت کالای نهایی به صورت زیر خواهد بود.

$$P_t = \{\int_0^1 p_t(j)^{1-\theta} dj\}^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (۱۰)$$

۴-۲-۲-بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای

بنگاه‌هایی که کالاهای واسطه‌ای تولید می‌نمایند $k_{t-1}(j)$ واحد سرمایه، $h_t(j)$ واحد نیروی کار و تکنولوژی، a_t، برای تولید $y_t(j)$ واحد از کالاهای مختلف j تحت تابع کاب داگلاس به کار می‌برند که به صورت زیر خواهد بود:

$$y_t(j) = a_t k_{t-1}(j)^{\alpha} h_t(j)^{1-\alpha} \quad (۱۱)$$

که در آن فرض می‌شود سطح تکنولوژی (به صورت لگاریتمی) از یک فرایند AR(1) با پارامتر $\rho_a \in (0،1)$، به صورت زیر تبعیت می‌کند:

$$\log(a_t) = P_a \log(a_{t-1}) + \varepsilon_{a،t} \quad (۱۲)$$

چسبندگی اسمی از طریق روش قیمت‌گذاری کالوو[2] معرفی و وارد مدل می‌شود.

---

1. A Standard Stiglitz – Dixit Demand Function
2. Calvo – Pricing

زمانی که بنگاه نوعی j می‌تواند قیمت بهینه محصول خود در دورهٔ t را تعیین کند، $K_{t-1}(j)$، $h_t(j)$ و $P_t(j)$ را به نحوی انتخاب می‌کند که مجموع ارزش فعلی سود آتی آن حداکثر شود. برای این کار بنگاه قیمت حقیقی، w_t، نرخ اجاره r_t، قیمت کل p_t و تابع تقاضای (۹) را داده شده در نظر می‌گیرد. صورت ریاضی، مسئله بنگاه j حداکثرسازی رابطه زیر

$$E_0 \sum_{t=0}^{\alpha} (\mu\beta)^t \left(\frac{\lambda_t}{\lambda_0}\right) \left(\frac{D_t(j)}{P_t}\right) \quad (۱۳)$$

با توجه به معادلات (۹) و (۱۱) و قیدهای زیر است:

$$D_t(j) = P_t(j)y_t(j) - [P_t W_t h_t(j) + r_t K_{t-1}(j)] \quad (۱۴)$$

$$P_{t+n}(j) = P_t(j) \qquad \forall_n \geq 0 \quad (۱۵)$$

که در آن $D_t(j)$ سود اسمی تقسیم شده، λ_t نشان دهندهٔ مطلوبیت نهایی مصرف است که همان ضریب لاگرانژ متناظر با قید بودجه خانوار (رابطه ۱) در دوره t می‌باشد، $\beta^t \left(\frac{\lambda_t}{\lambda_0}\right)$ عامل تنزیل تصادفی مورد استفاده سهامداران برای ارزش گذاری منافعشان در زمان t است و μ^t احتمال آن است که قیمت‌های دوره صفر در دورهٔ t نیز برقرار باشند.

می‌توان اثبات نمود که اگر φ_t ضریب لاگرانژ متناظر با قیدی باشد که از ترکیب ۴ قید مطرح شده در بالا به دست آمده، شرایط مرتبه اول مسئله بنگاه نسبت به $k_{t-a}(j)$ و $h_t(j)$ به ترتیب عبارتند از:

$$r_t = (1-\alpha)\varphi_t(j)\frac{y_t(j)}{K_{t-1}(j)} \quad (۱۶)$$

$$W_t = \alpha\varphi_t(j)\frac{y_t(j)}{h_t(j)} \quad (۱۷)$$

با بکارگیری شرط تقارن فرض می‌شود برای تمامی بنگاه‌ها $\varphi_t(j) = \varphi_t$ باشد. شرط مرتبه اول نسبت به $p_t(j)$ عبارت است از:

$$\frac{P_t(j)}{P_t} = \left(\frac{\theta}{\theta-1}\right)\frac{\chi_t}{Z_t} \quad (۱۸)$$

که در آن:

$$\chi_t \equiv E_t \sum_{n=0}^{\infty} (\mu\beta)^s \lambda_{t+n} \varphi_{t+n} y_{t+n} \left(\frac{p_{t+n}}{p_t}\right)^{\theta} \quad (۱۹)$$

$$Z_t \equiv E_t \sum_{n=0}^{\infty} (\mu\beta)^n \lambda_{t+n} \varphi_{t+n} y_{t+n} \left(\frac{p_{t+n}}{p_t}\right)^{\theta-1} \quad (۲۰)$$

معادله (۱۸) قیمت نسبی بهینه بنگاه در یک شرایط پویا را تعیین می‌کند. می‌توان جمع‌های نامتناهی χ_t و Z_t را به صورت بازگشتی زیر نوشت:

$$X_t = \lambda_t \varphi_t y_t + \mu\beta E_t[\pi_{t+1}^{\theta} \chi_{t+1}] \quad (۲۱)$$

$$Z_t = \lambda_t y_t + \mu\beta E_t[\pi_{t+1}^{\theta-1} Z_{t+1}] \quad (۲۲)$$

۴-۳- دولت

در هر دوره دولت مقدار g_t از منابع خود را مصرف می‌نماید. این مخارج از طریق اخذ انواع مالیات‌ها، انتشار پول، درآمدهای نفتی و افزایش بدهی‌های دولت قابل تامین است. قید بودجه پیش‌روی دولت به صورت زیر خواهد بود:

$$g_t + (i_{t-1} - 1)\frac{B_{t-1}}{P_t} = P_t TA_t + \frac{M_t - M_{t-1}}{p_t} + \frac{B_t - B_{t-1}}{p_t} + po_t \quad (۲۳)$$

که مخارج دولت و درآمد نفتی (po_t) هر یک در معرض شوک‌های تصادفی قرار دارند. مازاد اصلی دولت، s_t^{τ}، و درآمد ناشی از انتشار پول، s_t^M به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$s_t^{\tau} = TA_t + po_t - g_t \quad (۲۴)$$

$$s_t^M = \frac{M_t - M_{t-1}}{p_t} \quad (۲۵)$$

فرض می‌کنیم $R_t^{(n)} = \prod_{\gamma=1}^{n} \left(\frac{i_{t+v-1}}{\pi_{t+v}}\right)$ باشد. تکرار معادله (۲۴) برای دوره‌های آتی به همراه شرط تسویه بدهی‌های دولت، قید بودجه بین دوره‌ای زیر را نتیجه می‌دهد:

$$i_{t-1}\frac{B_{t-1}^s}{P_{t-1}\pi_t} = E_t \sum_{n=0}^{\infty} \frac{S_{t+n}^{\tau}}{R_t^{(n)}} + E \sum_{n=0}^{\infty} \frac{S_{t+n}^M}{R_t^{(n)}} = \tau_t + S_t \quad (۲۶)$$

که در آن τ_t و S_t به ترتیب بیانگر ارزش انتظاری تنزیل شده مازاد بودجه اولیه و درآمد ناشی از حق الضرب هستند. مجموع این دو برابر با $(i_{t-1})\frac{B_{t-1}}{P_t}$ خواهد شد. در واقع تعهداتی که دولت در این دوره باید پرداخت نماید برابر است با مازاد بودجه فعلی دولت و درآمد ناشی از انتشار پول که می‌تواند $\kappa\ (i_{t-1})\frac{B_{t-1}}{P_t}$ از بدهی را با استفاده از مازاد بودجه

و $(1-\kappa)(i_{t-1})\frac{B_{t-1}}{P_t}$ قسمت از آن را با استفاده از انتشار پول به دست آورد که κ عددی بین صفر و یک است. یکی از اهداف اولیه این مقاله پیدا کردن مقدار $1-\kappa$ به عنوان شاخصی برای تسلط سیاست مالی است که عددی بین صفر و یک خواهد بود. در دو حالت حدی چنانچه مقدار $1-\kappa$ برابر با صفر باشد، یعنی دولت تمام بدهی‌های خود را با تنظیم بودجه و مازاد بودجه خود به دست می‌آورد و از منابع بانک مرکزی کمک نمی‌گیرد. در این حالت حاکمیت پولی وجود دارد و بانک مرکزی قدرت عمل مستقل را خواهد داشت، اما در شرایطی که $1-\kappa$ برابر با ۱ باشد در واقع دولت برای تامین بدهی‌های خود به صورت کامل به منابع بانک مرکزی وابسته است. به بیان دیگر اقتصاد تحت حاکمیت شدید مالی است و بانک مرکزی استقلالی از خود ندارد. در واقع می‌توانیم تعریف کنیم:

$$\tau_t = \kappa\, i_{t-1}\frac{B^S_{t-1}}{P^{\pi_t}_{t-1}} \quad (۲۷)$$

$$S_t = \left(1-\kappa\right) i_{t-1}\frac{B^S_{t-1}}{P^{\pi_t}_{t-1}} \quad (۲۸)$$

برای سادگی، مجموع‌های نامتناهی τ_t و S_t را می‌توان به صورت بازگشتی زیر تعریف کرد:

$$\tau_t = s^{\tau}_t + E_t[\frac{\pi_{t+1}}{i_t}\tau_{t+1}] \quad (۲۹)$$

$$S_t = s^{M}_t + E_t[\frac{\pi_{t+1}}{i_t}S_{t+1}] \quad (۳۰)$$

شوک‌های وارده بر مخارج دولت و تغییرات حجم پول را به صورت زیر وارد مدل می‌کنیم

$$\log(g_t) = \rho_g \log(g_{t-1}) + \varepsilon_{g,t} \quad (۳۱)$$

$$\log(s^M_t) = \rho_{s^M} \log(s^M_{t-1}) + \varepsilon_{s^M,t} \quad (۳۲)$$

که در آن $\rho_v \in (0,1)$ و $\epsilon_{v,t}\sim N(0,\sigma_a)$ می‌باشد که v برابر با g و s^M است.

۴-۴- بخش نفت

فرض می‌کنیم درآمدهای نفتی از فرآیند خودرگرسیونی به صورت زیر تبعیت می‌نمایند:

$$\log(po_t) = \rho_{po}\log(po_{t-1}) + \varepsilon_{po,t} \quad (۳۳)$$

۴-۵-شرایط تعادل بازار

تعادل در بازار کالا به صورت زیر است:

$$y_t + p_t^0 o_t = c_t + x_t + g_t \quad (۳۴)$$

فرض می‌کنیم تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای نشان داده شده با $j \in [0,\mu]$ در دورهٔ t، بهینه‌یابی مجدد انجام نداده و قیمت‌هایشان را برابر قیمت‌های دوره قبلی قرار می‌دهند، در حالیکه سایر بنگاه‌ها $j \in [\mu,1]$ قیمت‌هایشان را با توجه به رابطه (۱۸) به صورت بهینه تعیین می‌نمایند. برای بنگاه‌های بهینه کننده رابطه $\frac{P_t(j)}{P_t} = P_t^*$ را در نظر بگیرید.

با توجه به نکات فوق، قیمت نسبی در شرایط تعادلی می‌تواند به صورت زیر نوشته شود.

$$\begin{cases} \frac{p_t(j)}{p_t} = \frac{P_{t-1}}{P_t} & \forall j \in (0,\mu) \\ \frac{p_t(j)}{p_t} = P_t^* & \forall j \in (\mu,1) \end{cases} \quad (۳۵)$$

از سوی دیگر از آنجا که فرض تقارن اعمال شده است داریم

$$\frac{k_{t-1}(j)}{h_t(j)} = \frac{k_{t-1}}{h_t} \quad (۳۶)$$

$$h_t = \int_0^1 h_t(j)dj \quad (۳۷)$$

$$k_t = \int_0^1 k_t(j)dj \quad (۳۸)$$

با توجه به رابطه (۱۸) که در بخش بنگاه‌های کالای واسطه داشتیم و روابط (۳۴) می‌توانیم رابطه (۴۰) را به صورت زیر تعریف کنیم:

$$P_t^* = \left(\frac{\theta}{\theta-1}\right)\frac{X_t}{Z_t} \quad (۳۹)$$

علاوه بر این، با ترکیب روابط (۳۴) و (۱۰) و حل آن برحسب P_t^* خواهیم داشت:

$$P_t^* = \left(\frac{1-\mu\pi^{\theta-1}}{1-\mu}\right)^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (۴۰)$$

۵-برآورد مدل با رویکرد بیزی:

در این بخش به برآورد غیرخطی از مدل آورده شده در قسمت ۴، حول وضعیت تعادلی خود برای اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۷۷ با استفاده از داده‌های فصلی می‌پردازیم. این تحلیل بر اساس داده‌های فصلی مصرف حقیقی، تولید ناخالص داخلی، تورم و مالیات‌ها به عنوان متغیرهای قابل مشاهده است که از بانک اطلاعاتی سری‌های زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گرفته شده است. به دلیل آنکه در مدل استفاده شده فرض شده اقتصاد ایران تنها از طریق فروش نفت با دنیای خارج مراوده دارد و صادرات و واردات سایر کالاها و خدمات در نظر گرفته نشده است، میزان صادرات را از تولید ناخالص داخلی حذف کرده‌ایم. برای وارد کردن داده‌ها پس از لگاریتم‌گیری از داده‌ها، تعدیلات فصلی بر روی آنان انجام شده است و سپس داده‌ها با استفاده از فیلتر هدریک-پرسکات[1] روندزدایی شده است. فرآیند تخمین بیزینی که در تخمین پارامترهای مدل این تحقیق از آن بهره گرفته شده است شامل چهار مرحله اصلی است:

۱- با استفاده از فرآیند بلنچارد- خان[2] (۱۹۸۰) نمایش فضای حالت[3] مدل استخراج می‌شود. فضای حالت شامل یک بردار از متغیرهای حالت درونزا و شوک‌های برونزا و یک معادله اندازه‌گیری است که متغیرهای حالت را به متغیرهای قابل مشاهده مربوط می‌کند. نمایش فضای حالت در مدل به صورت زیر است:

$$\mathbb{S}_t = A\mathbb{S}_{t-1} + B\varepsilon_t$$
$$\mathbb{F}_t = C\mathbb{S}_t$$

که $\mathbb{S}_t$ بردار متغیرهای حالت است که شامل متغیرهای غیرقابل مشاهده نیز می‌شود و $\mathbb{F}_t$ بردار متغیرهای قابل مشاهده است.

1.Hodrick.Prescott
2.Blanchard & Khan's procedure (1980)
3.State.Space

۲- دومین مرحله آن است که قبل از وارد شدن به مرحله تخمین، به کالیبره‌کردن برخی پارامترها بپردازیم. هدف اصلی از انجام این مقاله استخراج میزان ضریب مربوط به حاکمیت مالی است اما از آنجا که مرجعی برای کالیبره کردن دو پارامتر γ و μ که به ترتیب نماد پارامتر ترجیحات تقاضای پول در تابع مطلوبیت و چسبندگی قیمت هستند برای اقتصاد ایران در دسترس نبود، به تخمین این دو پارامتر نیز پرداخته شد. برای تخمین این پارامترها باید توزیع پیشین آنان مشخص شود و سایر پارامترها را با استفاده از مطالعات انجام شده و یا برآوردهای اقتصاد سنجی کالیبره می‌کنیم که به قرار زیر است:

- میزان سهم سرمایه در اقتصاد ایران، α، بر اساس مطالعه شاهمرادی (۱۳۸۷)، ۰/۴۱۲ در نظر گرفته شده است.
- نرخ تنزیل ذهنی مصرف‌کننده، β، ۰/۹۸ در نظر گرفته شده است. در مطالعات اقتصادی مختلف عدد نرخ تنزیل ذهنی بین ۰/۹۳ تا ۰/۹۹در نظر گرفته شده است و در این مطالعه بهترین نتیجه با عدد ۰/۹۸ حاصل شد و کالیبراسیون با این عدد انجام گرفت. رزنده و ربی (۲۰۰۸) این پارامتر را برای کشورهای کانادا، مکزیک، آمریکا و کره جنوبی به ترتیب اعداد ۰/۹۸، ۰/۹۶، ۰/۹۸ ، ۰/۹۵ استخراج کردند.
- کشش جانشینی میان گروه‌های مختلف کالاها، θ، بر اساس مطالعه ابراهیمی (۱۳۸۸) ۴.۳۳ در نظر گرفته شده است که بیانگر مارک-آپ ۳۰ درصدی در اقتصاد ایران است.
- کشش عرضه نیروی کار، η، بر اساس کار صفرزاده (۱۳۸۹)، ۱/۴۶در نظر گرفته شده است.
- نرخ استهلاک، δ، برای اقتصاد ایران بر اساس کار ابراهیمی (۱۳۸۸)، ۰/۰۴۲تعیین شده است.

- کشش بهره‌ای تقاضای پول برای اقتصاد ایران، ψ، ۰/۶۶ در نظر گرفته شده است. داوودی و زارع‌پور (۱۳۸۵) در مطالعه خود مقدار ۰/۷را برای این پارامتر استخراج کردند.
- ضریب خودهمبستگی شوک درآمدهای نفتی، شوک مخارج دولت، شوک بهره‌وری و شوک تغییرات نقدینگی بر اساس محاسبات سنجی محقق استخراج شده است. ضرایب خودهمبستگی استخراجی محقق و سایر پارامترهای مورد نیاز در جدول شماره (۱) آورده شده است.

جدول شماره (۱): مقادیر کالیبره شده پارامترهای مدل

پارامتر	نماد	مقدار
سهم سرمایه	α	۰/۴۱۲
نرخ تنزیل ذهنی مصرف‌کننده	β	۰/۹۸
کشش عرضه نیروی کار	η	۱/۴۶
کشش جانشینی میان گروه‌های مختلف کالاها	θ	۴/۳۳
نرخ استهلاک	δ	۰/۰۴۲
کشش بهره‌ای تقاضای پول برای اقتصاد ایران	ψ	۰/۶۶
ضریب خودهمبستگی شوک بهره‌وری	ρ_a	۰/۷۲
ضریب خودهمبستگی شوک نفتی	ρ_{po}	۰/۵۶
ضریب خودهمبستگی شوک مخارج دولت	ρ_g	۰/۴۴
ضریب خودهمبستگی شوک تغییرات نقدینگی	ρ_{sm}	۰/۸۶

منبع: محاسبات تحقیق

۳- مرحله سوم آن است که توزیع پیشین پارامتر و یا پارامترهای مورد نظر که می‌خواهیم برآورد نماییم مشخص گردد. برای مشخص کردن توزیع پیشین پارامتر مربوط به حاکمیت مالی دولت، κ ، ما از مطالعه رزنده و ربی (۲۰۰۸) بهره گرفتیم که بر اساس آن توزیع پیشین این پارامتر بتا در نظر گرفته شده است. در کنار تخمین پارامتر مربوط به حاکمیت

مالی دو پارامتر کشش بهره‌ای تقاضای پول و چسبندگی قیمتی را نیز به علت نبود مطالعات خرد انجام شده در مورد آنان در اقتصاد ایران تخمین می‌زنیم و توزیع آن‌ها را به ترتیب گاما و بتا در نظر می‌گیریم.

۴- با استفاده از الگوریتم متروپلیس-هستینگ به برآورد پارامتر مورد نظر می‌پردازیم. در مدل تصریح شده تعداد تکرار الگوریتم متروپلیس-هستینگ که با نماد mh_replic در نرم‌افزار مشخص می‌شود را ۲۰ هزار در نظر گرفتیم. تعداد زنجیره‌های موازی برای این الگوریتم که با نماد mh_nblocks وارد کد نویسی می‌شود بر اساس پیش‌فرض برنامه ۲ است که همین میزان برای اجرای برنامه انتخاب شد. میزان توزیع‌های پرشی که در کد نویسی نماد mh_jscale را دارد به صورت پیش‌فرض رقم ۰/۲ در نظر گرفته شده است که بر اساس راهنمای برنامه داینر بهترین رقم برای این عدد است و اگر اجرای مدل با این عدد به نرخ پذیرش ۰/۲برسد، نشان از خوبی برازش دارد. در اجرای این برنامه رقم ۰/۲ برای این میزان در نظر گرفته شده است. درصد پارامترهای اولیه که قبل از استفاده از توزیع‌های پسین شبیه‌سازی شده می‌باید حذف شوند، با نماد mh_init_scale کد نویسی می‌شود که در اجرای این برنامه عدد ۰/۴برای آن انتخاب شده است.

۶-نتایج و ارزیابی

نتیجه اجرای کدنویسی مربوط به مدل طراحی شده برای اقتصاد ایران در نرم‌افزار داینر نشان می‌دهد که ضریب پذیرش مدل ۰.۱۹ است که با توجه به میزان توزیع‌های پرشی ۰.۲ برای توزیع‌های پسین و انتخاب رقم ۰/۴ برای درصد پارامترهای اولیه‌ای که قبل از استفاده از توزیع‌های پسین شبیه‌سازی شده می‌باید حذف شوند، این میزان نشان از خوبی برازش مدل دارد. به طور کلی میزان ضریب پذیرش در بازه ۰/۲ تا ۰/۴ ضریب مناسب تلقی می‌شود. نتایج نهایی پس از اجرای نرم‌افزار داینر به این صورت است که در ابتدا میانگین توزیع پسین و پیشین و توزیع و خطای استاندارد توزیع پسین آورده می‌شود که در جدول شماره (۲) این نتایج آورده شده است.

جدول شماره (۲): نتایج حاصل از برآورد مدل

پارامتر	میانگین توزیع پیشین	میانگین توزیع پسین	توزیع پسین	خطای استاندارد
حاکمیت مالی	۰/۳	۰.۲۳۹۳	beta	۰/۰۱
کشش بهره‌ای تقاضای پول	۸	۸.۹۳۶۶	gamm	۰/۰۱
چسبندگی قیمتی	۰/۴	۰.۴۴۹۹	beta	۰/۰۱

منبع: محاسبات تحقیق

یکی از نتایج مهم داینر ارائه شکل‌هایی با عنوان MCMC[1] است که در واقع مرجع اصلی برای یافتن اطمینان از درستی جواب‌های مدل است. همان‌طور که ذکر شد داینر چندین بار شبیه‌سازی متروپلیس-هستینگ را اجرا می‌کند و در هر بار از یک نقطه کار خود را آغاز می‌کند. اگر نتایج این زنجیره‌ها منطقی باشد باید رفتار این زنجیره‌ها شبیه هم باشد و یا به سمت یکدیگر همگرا شوند. داینر سه شاخص با نام‌های Interval، m2 و m3 نیز از طریق نمودارهای MCMC ارائه می‌دهد که به ترتیب بیانگر فاصله اطمینان ۸۰ درصدی از میانگین، واریانس‌ها و گشتاور سوم پارمترها است. در نمودارهایی با عنوان multivariate diagnostic همین نمودارها با ماهیت مشابه هستند که شاخص کلی را بر اساس مقادیر ویژه از ماتریس واریانس-کوواریانس هر پارامتر می‌دهد. با استفاده از این نمودارها می‌توان شواهدی برای همگرایی و ثبات نسبی در تمام گشتاورهای پارامترها ارائه نمود. در تمام این نمودارها محور افقی بیانگر تعداد تکرارهای متروپلیس-هستینگ و محور عمودی بیانگر گشتاور پارامترها است.

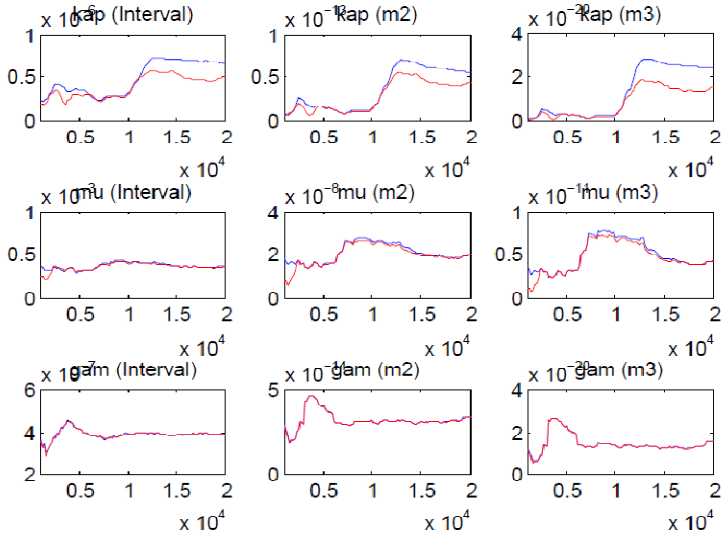
در صورتی که در این نمودارها شباهت نموداری مشاهده نشود می‌توان نتیجه گرفت که توزیع‌های پیشین درست نیست و باید تخمین را با توزیع‌های پیشین جدید تکرار کرد و یا تعداد شبیه‌سازی‌های متروپلیس-هستینگ را بالا برد. در نمودار شماره (۱) و نمودار

1.Monte Carlo Markov Chains

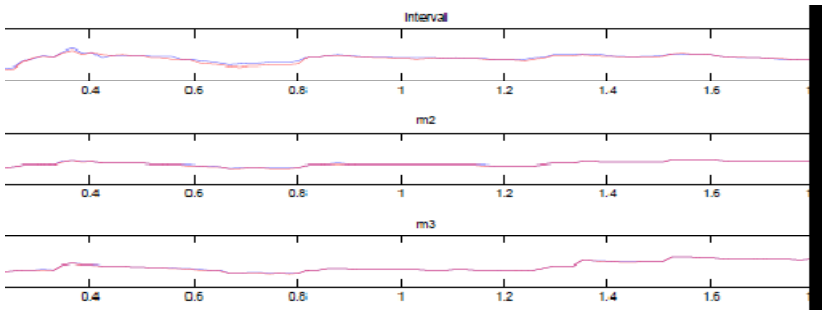
شماره (۲) به ترتیب نتایج گشتاورهای اول ، دوم و سوم mcmc و multivariate diagnostic آورده شده است. در این نمودارها kap مبین κ ، mu مبین μ و gam بیانگر γ است.همان‌طور که مشاهده می‌شود رفتار مشابه برای پارامتر حاکمیت مالی در نمودار MCMC و همگرایی در سایر نمودارها نشان از خوبی برازش مدل دارد.

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

هدف این مقاله برآورد درصد تسلط سیاست مالی بر سیاست پولی بوده است. به این منظور پس از بیان مسئله و ارائه ادبیات و روش تحقیق، مدل مناسب برای اقتصاد ایران در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی طراحی گردید. پس از آن به منظور برآورد تسلط سیاست مالی، با اتکاء به مقادیر برخی از پارامترها و متغیرهای قابل مشاهده، پارامترهای باقیمانده با رویکرد بیزی برآورد شد. به منظور اطمینان از قابل قبول بودن مدل، ضریب پذیرش، نمودارهای MCMC و نمودارهای multivariate diagnostic بررسی شده و نمودار توزیع‌های پیشین و پسین با یکدیگر مقایسه شد. نتایج مدل نشان می‌دهد که میزان تسلط سیاست های مالی در اقتصاد ایران ۷۷ درصد است که نشان از استقلال پایین بانک مرکزی و کارایی پایین سیاستگزاری پولی برای دستیابی به اهداف تورمی و کنترل نقدینگی دارد. برای افزایش استقلال بانک مرکزی نیاز به ایجاد برخی تغییرات در نهادهای ساختاری و قانونی بانک مرکزی احساس می‌شود از جمله مبرا نمودن بدنه تصمیم‌گیری بانک مرکزی از اعضای دولت و یا واگذاری انتخاب و یا تایید ریاست بانک مرکزی به مجلس شورای اسلامی که در حال حاضر بر عهده رئیس جمهور است. در کنار این تغییرات پیگیری برخی مواد قانونی که به دلیل ضعف نهادهای نظارتی اجرا نمی‌شود از جمله قانون‌هایی مانند عدم استقراض دولت از بانک مرکزی ضروری می‌نماید. این مقاله تنها به ارائه ساختار موجود از تعامل دولت و بانک مرکزی و اثبات استقلال اندک بانک مرکزی پرداخت و بدیهی است که به مطالعات نهادی برای شناسایی علل این وضعیت و رفع ضعف‌های موجود نیاز است.



نمودار شماره (۱): MCMC



نمودار شماره (۲): Multivariate Diagnostic

منابع

1- An, S. and Schorfheide, F. (2006) "Beyesian Analysis of DSGE Models, University of Pennsylvania.
2- Baig, T. Kumar, M. Vasishtha, G. and Zoli, E. (2006), "Fiscal and Monetary Nexus in Emerging Market Economies: How Does Debt Matter?", International Monetary Fund, WP/06/184.
3- Benchimol, J. and Forcans, A. (2009) "Money in a DSGE Framework With An Application to the Euro Zone", Business School and CES-TEAM.
4- Blinder, A. (1982) "Issues in the Coordination of Monetary and Fiscal Policy", National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 982.
5- Bohn (1998) "The Behavior of US Public Debt and Deficits, the Quarterly Journal of Economics, 113, pp. 45-68.
6- Camilo, E.T. (2008) "DSGE Models and Central Banks, Monetary and Economic Department", ESSEC Business School.
7- Clément, J. and Peiris, S. (2007) "An Estimated DSGE Model for Monetary Policy Analysis in Low-Income Countries", International Monetary Fund, WP/07/282.
8- Davoodi, p. and Zarepur, Z. (2006) "The Role of Money Definition in Stability of Money Demand with Emphasis on Divisia Index", Iranian Journal of Economic Research, 29, pp. 45-89.
9- Kremer, J. (2004) "Fiscal Rules and Monetary Policy in a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model", Deutsche Bundesbank, No 35/2004.
10- Kriwoluzky, H. (2009) "Matching DSGE Models to Data with Applications to Fiscal and Robust Monetary Policy, Humboldt-Universität.
11- Leeper, E. (1991) "Equilibria under "active" and "passive" monetary and fiscal Policies", Journal of Monetary Economics, 27, pp. 129–147.
12- Matthew, B. Canzoneri, R. Cumby, E. and Diba B.T. (2000), Is the Price Level Determined by the Needs of Fiscal Solvency? Georgetown University.

13- Motevaseli, M. Ebramimi, S. Shahmoradi, A. and Komeyjani, A. (2010) "A Dynamic Stochastic Equilibrium Model for an Oil Exporting Country", Economic Research Journal, 4, PP. 84-116.
14- Pekaraski, S. (2007) "Fiscal and Monetary Policy Interaction and Sustainability of Public Debt", Quarterly Journal of Economics, 113, pp. 145-168.
15- Resende, C. Rebei, N. (2008) "Estimating the Degree of Fiscal Dominance in a DSGE Model with Sticky Prices and Non-Zero Trend Inflation", International Department Bank of Canada,
16- Shahmoradi, A. (2008) "Surveying on the Effect of Energy Price Changes on Price Level, Production and Welfare", Iran Ministry of Economic Affairs And Finance.
17- Smets, F. and Wouters, R. (2003) "Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach", European Central Bank, 722, pp. 1125-1136.
18- Taghavi, M. and Safarzade, E. (2009) "Optimum Rate of Money Growth in New Keynesian DSGE Framework", Economic Modeling Journal, 3, pp. 77-104.
19- Tanner, E. and Ramos, A. (2005) "Fiscal Sustainability and Monetary Versus Fiscal Dominance: Evidance from Brazil, 1991-2000", International Monetary Fund, WP/02/5.

وقف به مثابه منبع تامین مالی خرد اسلامی
ارائه الگوی تشکیل موسسات تامین مالی خرد وقفی در کشور

دکتر غلامرضا مصباحی‌مقدم*، حسین میسمی**، محسن عبدالهی***
مهدی قائمی‌اصل****

دریافت:۱۳۹۰/۳/۲۶ پذیرش:۱۳۹۰/۸/۲۵

چکیده

این تحقیق با استفاده از نهاد وقف در اقتصاد اسلامی، الگویی بومی برای موسسات تامین مالی خرد ارائه کرده و آن را مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهد. در واقع ضمن طرح الگوی پیشنهادی و تبیین روش‌های تجهیز منابع مالی برای موسسه (شامل وقف اموال منقول و غیرمنقول، وقف سهام، وقف پول و انتشار اوراق وقف پولی و اوراق وقف گروهی) و همچنین بیان روش‌های تخصیص منابع (عقود مبادله‌ای، مشارکتی و قرض‌الحسنه)، امکان‌سنجی فقهی و ضرورت اقتصادی تشکیل چنین موسساتی در کشور را مورد بحث قرار می‌دهد. علاوه بر این، مزیت‌ها و چالش‌های مورد انتظار از الگوی پیشنهادی را نیز مورد بحث قرار داده و تلاش می‌کند با استفاده از ادبیات تامین مالی خرد، راه‌کارهایی به منظور به حداقل رساندن این مشکلات ارائه نماید. یافته‌های این تحقیق که بر اساس تحلیل‌های نظری بدست آمده‌اند، نشان می‌دهد نهاد وقف در اقتصاد اسلامی این ظرفیت فقهی-اقتصادی را دارد که به عنوان منبع درآمدی برای موسسه تامین مالی خرد

---

* دانشیار، عضو هیئت علمی دانشکده معارف اسلامی و الهیات، دانشگاه امام صادق(ع)
Email: g.mesbahimoghadam@gmail.com
** دانشجوی دکترای رشته اقتصاد دانشگاه امام صادق (ع) و پژوهشگر گروه بانکداری اسلامی، پژوهشکده پولی و بانکی، نویسنده مسئول Email: meisami@isu.ac.ir
*** دانشجوی کارشناسی‌ارشد رشته معارف اسلامی و مدیریت مالی، دانشگاه امام صادق (ع)
Email: m.abdolahy@isu.ac.ir
**** دانشجوی کارشناسی ارشد رشته معارف اسلامی و اقتصاد، دانشگاه امام صادق (ع)
Email: ghaemiasl@isu.ac.ir

در نظر گرفته شود.

کلمات کلیدی: تامین مالی خرد اسلامی، وقف، نظام تامین مالی اسلامی، ایران، قرض‌الحسنه

طبقه‌بندی JEL: L87, O10, O16, Z10 .

۱- مقدمه:

مروری بر آیات و روایات وارده در حوزه اقتصاد نشان می‌دهد که در اسلام، فقر و بی‌عدالتی‌های اجتماعی پدیده‌هایی مذموم شناخته شده و یکی از اهداف مهم نظام اسلامی و به تبع آن اقتصاد اسلامی، از بین بردن این موارد می‌باشد. از این رو، در جامعه اسلامی، لازم است تمامی روابط اقتصادی و مالی به نحوی تنظیم گردد که نظام اقتصادی بتواند در راستای تامین اهداف مورد نظر اسلام حرکت کند. از طرف دیگر، نظام تامین مالی اسلامی، به عنوان یکی از ابعاد نظامی جامع‌تر به نام اقتصاد اسلامی، نسبت به تامین اهداف مورد نظر اسلام در حوزه اقتصاد دارای وظیفه بوده و نمی‌تواند نسبت به این اهداف بی‌تفاوت و یا کم‌توجه باشد. از اینرو می‌توان ادّعا کرد که تلاش در جهت رفع فقر و تقویت عدل و احسان در جامعه از جمله اهداف اصلی نظام مالی اسلام است (صدیقی[1]، ۲۰۰۴، ص ۲۱؛ خان[2]، ۱۹۹۷، ص ۴۳). بنابراین لازم است بانکداری و تامین مالی اسلامی به اهداف اجتماعی خود مانند رفع فقر و توانمندسازی گروه‌های پایین درآمدی توجه ویژه‌ای داشته باشد (چپرا[3]، ۱۹۸۵، ص ۲۱).

در چند دهه اخیر تجربه‌ای خوب در حوزه ارائه خدمات مالی به گروه‌های پایین درآمدی، تحت عنوان «تامین مالی خرد[4]» به وجود آمده است. هدف اصلی این نوع از تامین مالی، ارائه خدمات به افرادی است که به دلایل مختلف نمی‌توانند از تسهیلات بانکی استفاده کنند. به طور دقیق‌تر، می‌توان تامین مالی خرد را به عنوان سازوکار عرضه خدمات مالی گوناگون به گروه‌های با درآمد پایین، مانند صنعت‌گران، کشاورزان و پیمانکاران خرد تعریف نمود. این افراد معمولا به دلیل اینکه دارای رتبه اعتباری[5] پایین‌تری می‌باشند، مورد توجه بانک‌ها و سایر موسسات مالی متعارف، قرار نمی‌گیرند.

---

1. Seddighi
2. Khan
3. Chapra
4. Micro Finance
5. Credit worthiness

علاوه بر این، به دلیل بالا بودن هزینه نظارت و ارزیابی در زمینه ارائه وام‌های خرد، چالش وثیقه و احتمال بالای نکولی که برای فقرا وجود دارد، بانک‌ها و موسسات مالی معمولا از ارائه وام‌های خرد به افراد مذکور خودداری می‌کنند (کلیم و احمد[1]، ۲۰۰۹، ص۳). لازم به ذکر است که از حیث جایگاه، مؤسسات تأمین مالی خرد متعارف (که از طریق عقد قرض و پرداخت و دریافت بهره فعالیّت می‌کنند) بین بازار مالی رسمی (نظیر بانک‌ها و مؤسسات مالی و اعتباری) و بازار مالی غیر رسمی، قرار گرفته و لذا برخی ویژگی‌های هر یک از این دو بازار را در خود جای داده‌اند (طغیانی، ۱۳۸۵، ص ۲۱۰).

از طرفی این یک واقعیت است که تجربه تامین مالی خرد اسلامی در چند دهه اخیر رو به رشد بوده است و بر اساس آمارهای موجود، در حال حاضر این نوع خاص از تامین مالی در اشکال گوناگون و متفاوت، در اغلب کشورهای در حال توسعه (و بعضا توسعه یافته) جریان دارد[2]. به عنوان نمونه، بانک گرامین در کشور بنگلادش، به عنوان موسسه پیشرو در حوزه تامین مالی خرد، در سال ۱۹۷۶ فعالیت‌های خود را شروع کرد و توانست به نحوی در طول سه دهه فعالیت‌های خود را توسعه دهد که در سال ۲۰۰۶ موسس بانک، پروفسور محمد یونس، جایزه صلح نوبل را به دلیل فعالیت در زمینه تامین مالی خرد دریافت کرد. بررسی آمار و ارقام ارائه شده نشان می‌دهد که این موسسه با رشد ۱۱۳/۵ درصدی وام‌هایش روبه‌رو گردیده و حجم وام‌های خرد ارائه شده توسط این موسسه از ۲۲۹/۱۴ میلیون دلار در سال ۲۰۰۱ به ۴۴۸/۴۱ میلیون دلار در سال ۲۰۱۱ افزایش یافته است (حبیب، ۲۰۱۱، ص ۱۴).

مسلما مهمترین چالش تامین مالی خرد متعارف، که استفاده کامل از این تجربه در چارچوب اسلامی را با چالش مواجه می‌سازد، مسئله بهره (اصل دریافت و پرداخت بهره و

---

1. Kaleem and Ahmed

۲. برخی از تحقیقات به خوبی تجربه تامین مالی خرد در کشورهای مختلف از جمله بنگلادش، مصر، هند، پاکستان، مالزی، چین، اردن، قرقیزستان، مالزی و غیره را مورد بررسی و تحلیل قرار داده‌اند (مافی، ۱۳۸۷،ص ۳).

همچنین بالا بودن نرخ‌های بهره) است. در واقع موسسات تامین مالی خرد متعارف تجهیز و تخصیص منابع خود را بر اساس پرداخت و دریافت بهره انجام می‌دهند و به نظر می‌رسد که معمولا درصد بهره دریافتی توسط این موسسات بالاتر از نرخ‌های بهره معمول در اقتصاد است. به عنوان نمونه برخی از تحقیقات نشان داده‌اند که حتی در کشور بنگلادش که در زمینه تامین مالی خرد پیشرو می‌باشد، اکثر موسسات نرخ بهره‌ای در حدود ۲۵ تا ۳۰ درصد بر فقرا تحمیل می‌کنند (حسن و علمگیر[1]، ۲۰۰۲، ص ۲۱؛ صادق[2]، ۲۰۰۷، ۱۲). برخی دیگر از تحقیقات نیز (ضمن بررسی تجربه تعدادی از موسسات تامین مالی خرد) نشان می‌دهند که اگر علاوه بر نرخ‌های بهره‌ای که در تامین مالی خرد متعارف به صورت صریح دریافت می‌شود، نرخ‌ها و هزینه‌های دریافتی به صورت غیرمستقیم نیز محاسبه گردد، آنگاه نرخ بهره‌ای که واقعا از فقرا دریافت می‌شود در حدود ۴۰ درصد می‌باشد که بسیار بیشتر از نرخ‌های بهره‌ای است که در بانک‌های متعارف از متقاضیان تسهیلات دریافت می‌گردد (منان[3]، ۲۰۰۷، ص ۱۸).

به نظر می‌رسد تجربه موفق تامین مالی خرد، این ظرفیت را داشته باشد که در چارچوب بانکداری و تامین مالی اسلامی مورد استفاده قرار گیرد. در واقع این امکان وجود دارد که با انجام برخی اصلاحات و تعدیلات مورد نیاز، از این تجربه در جهت کاهش فقر در کشورهای اسلامی بهره برد؛ هدفی که قطعا از اهداف اجتماعی نظام تامین مالی اسلامی است. مسلما یکی از مهمترین اصلاحات مورد نیاز جهت استفاده از تجربه تامین مالی خرد متعارف که بر مبنای نرخ بهره انجام می‌شود، به کار بردن ابزارهای اسلامی (عقود مشارکتی، مبادله‌ای و قرض‌الحسنه) و نهادهای موجود در جامعه اسلامی (صدقات، اوقاف، زکات، خمس، انفال و غیره) در تجهیز منابع برای موسسه تامین مالی خرد اسلامی و به طور مشابه ابزارهای مالی اسلامی در تخصیص منابع جمع‌آوری شده است.

---

1. Hassan and Alamgir
2. Sadeq
3. Mannan

گرچه می‌توان امکان (فقهی-اقتصادی) و نحوه استفاده از نهادهای مختلف اقتصاد اسلامی در تامین مالی خرد را مورد توجه قرار داد، اما این تحقیق با توجه به محدودیت‌های موجود، تنها به بررسی یکی از این نهادها، یعنی وقف، پرداخته و مسائل مرتبط با آن را به طور مختصر مورد بحث قرار می‌دهد. در این تحقیق پس از ارائه الگوی نظری تشکیل موسسات تامین مالی خرد وقفی و تبیین روش‌های تجهیز و تخصیص منابع، با استفاده از روش تحلیلی-توصیفی، مطالعات کتابخانه‌ای و مرور ادبیات تولید شده در حوزه تامین مالی خرد، تلاش می‌شود تا به سوالات ذیل پاسخ داده شود:

۱- آیا امکان فقهی تشکیل موسسات تامین مالی خرد وقفی (با استفاده از منابعی چون وقف اموال، وقف سهام، وقف پول، و انتشار اوراق وقف) با توجه به دیدگاه فقهای امامیه فراهم است؟

۲- آیا با توجه به وجود بانک‌های اسلامی و صندوق‌های قرض‌الحسنه در کشور، تشکیل موسسات تامین مالی خرد اسلامی ضرورت و توجیه اقتصادی دارد؟

۳- ویژگی‌ها و نقاط قوت موسسات تامین مالی خرد اسلامی کدام است؟ چالش‌های احتمالی که موسسه مذکور ممکن است با آن‌ها مواجه شوند کدام است؟ آیا می‌توان با مرور تجربه تامین مالی خرد در سطح بین‌المللی، راه‌کارهایی به منظور حل این چالش‌ها ارائه نمود؟

فصل‌بندی این تحقیق بدین صورت است که پس از این مقدمه و در بخش ادبیات تحقیق، برخی از تحقیقاتی که در حوزه کاربرد وقف در تامین مالی خرد ارائه شده‌اند مورد بحث قرار می‌گیرد و بعد از آن بحثی مختصر در رابطه با وقف و جایگاه آن در تاریخ اسلام و ایران ارائه می‌شود. پس از بررسی تاریخچه وقف، الگوی تشکیل موسسات تامین مالی خرد وقفی در کشور ارائه شده و سپس امکان‌سنجی فقهی و ضرورت اقتصادی طرح چنین ایده‌ای مورد بحث قرار می‌گیرد. در نهایت و پیش از نتیجه‌گیری، نقاط قوتی که از الگوی پیشنهادی انتظار می‌رود و همچنین چالش‌های احتمالی که این الگو ممکن

است با آن مواجه شود، مورد بحث قرار گرفته و تلاش می‌شود تا راه‌کارهایی برای فائق آمدن بر این چالش‌ها ارائه شود.

۲- سابقه تحقیق

بررسی ادبیات موجود نشان می‌دهد که گرچه در دهه اخیر برخی تحقیقات در حوزه تامین مالی خرد اسلامی انجام شده است (طغیانی، ۱۳۸۵؛ قحف[1]، ۲۰۰۶؛ حبیب، ۲۰۰۲؛ منان، ۲۰۰۷)، اما این تحقیقات معمولا مسئله حذف بهره و استفاده از ابزارهای اسلامی جایگزین، مانند عقد فروش اقساطی را مورد توجه قرار داده‌اند و لذا موضوع استفاده از نهادهای اسلامی از جمله وقف، در تامین مالی خرد، به ندرت مورد توجه تحقیقات قرار گرفته است. در ذیل به برخی از این تحقیقات اشاره می‌شود.

حسن و اشرف[2] (۲۰۱۰) در تحقیق خود، الگویی ارائه می‌دهند که در آن از زکات و اوقاف به عنوان منبعی برای موسسه تامین مالی خرد استفاده شده است. در این تحقیق، پس از بیان ویژگی‌های زکات و اوقاف نشان داده می‌شود که استفاده از الگوی پیشنهادی چالش‌هایی که موسسات تامین مالی خرد بهره‌محور با آن مواجه هستند (از جمله مسئله پایداری) را کاهش می‌دهد.

حبیب (۲۰۰۷) در تحقیق خود مباحث و چالش‌های اقتصادی، حسابداری و مدیریت ریسک موسسات تامین مالی خرد متعارف را مورد بحث قرار داده و نشان می‌دهد اگر موسسه تامین مالی خرد وقفی از طریق وقف پول و قرض‌الحسنه تامین مالی گردد، با مشکلاتی که موسسات تامین مالی خرد متعارف با آن مواجه هستند (از جمله ریسک اعتباری[3]، خطر اخلاقی[4] و پایداری اقتصادی[5]) مواجه نخواهد شد.

1.Kahf
2.Hassan and Ashraf
3.Credit Risk
4.Moral Hazard
5.Economic Viability

همان طور که ملاحظه می‌شود در این تحقیقات بیشتر ابعاد و ویژگی‌های اقتصادی که برای موسسه تامین مالی خرد در صورت استفاده از نهاد وقف فراهم می‌شود، مورد بحث قرار گرفته‌اند. از این رو تحقیق حاضر به جهت ارائه الگویی جامع‌تر در حوزه تجهیز و تخصیص منابع، بررسی امکان‌پذیر بودن این الگو به لحاظ فقه شیعی، تبیین ضرورت اقتصادی تشکیل این موسسات در کشور و در نهایت بیان چالش‌های احتمالی این الگو و ارائه راهکارهایی به منظور حل این چالش‌ها با استفاده از تجربه تامین مالی خرد متعارف، از تحقیقات گذشته تفاوت پیدا کرده و لذا دارای نوآوری می‌باشد.

۳- مفهوم و سابقه تاریخی نهاد وقف در اسلام[۱]

وقف در لغت به معنی متوقف کردن و در اصطلاح فقهی به مفهوم حبس کردن اصل مال و آزاد ساختن منفعت آن می‌باشد[۲] (شهید اول، ۱۴۱۱ق، ج ۲، ص ۱۲). در قانون مدنی نیز وقف به این صورت تعریف شده است: «وقف عبارت است از اینکه عین مال حبس و منافع آن تسبیل شود» (قانون مدنی، ۱۳۸۵، ماده ۵۵). مقصود از حبس عین مال آن است که تصرف اعتباری در آن به صورت بیع، هبه، رهن، اجاره و امثال آن ممنوع بوده و موقوفه به ارث نیز نمی‌رسد. اما منظور از آزاد ساختن منافع آن است که منافع و ثمرات عین از انتفاع واقف آزاد شده و صرف مواردی می‌شود که وی تعیین نموده است.

گرچه واژه وقف به طور خاص در قرآن نیامده است، ولی در متون مذهبی از آن تعبیر به صدقه و صدقه جاریه شده است و لذا می‌توان تمامی آیاتی که در قرآن در رابطه با صدقه آمده است را به نحوی با مفهوم وقف مرتبط دانست. اصطلاح «صدقه جاریه» نیز تعبیری مناسب برای وقف است. زیرا وقف از آن جهت که نوعی کمک مالی بدون عوض

---

۱. لازم به ذکر است، مباحث متعدد تاریخی و حقوقی در رابطه با نهاد اقتصادی وقف در اسلام قابل طرح است که با توجه به محدودیت‌ها و اهداف این تحقیق، تنها به برخی از آن‌ها پرداخته می‌شود.

۲. تحبیس الاصل و تسبیل المنفعه

است، صدقه به حساب می‌آید و از آن جهت که منبعی دائمی بوده و نسل‌های متمادی از آن بهره می‌برند، مفهوم جاری بر آن قابل انطباق است (بختیاری، ۱۳۸۱، ص ۵).

به نظر می‌رسد می‌توان تعریفی اقتصادی نیز برای وقف در نظر گرفت. تعریف اقتصادی وقف را می‌توان تغییر در کاربرد منابع، از بهره‌برداری فردی به بهره‌مندی اجتماعی برای نسل حاضر و نسل‌های آینده به شمار آورد که خدمات و یا منافع آن مورد استفاده افراد زیادی قرار می‌گیرد. از این رو توسعه وقف، به عنوان نهادی خصوصی (غیر دولتی) در اقتصاد اسلامی، از یک طرف موجب افزایش پس‌انداز و کاهش مصرف بوده و از طرف دیگر این پس‌اندازها می‌تواند در نهایت به سرمایه تبدیل شود. سرمایه‌ای که خود می‌تواند مولد کالاهای خصوصی و یا خدمات اجتماعی در حال و آینده بوده و در نتیجه زمینه افزایش تولید ناخالص داخلی را فراهم آورد. همچنین نهاد وقف به دلیل ماهیت خیّرانه‌ای که دارد، موجب تقویت بنیادهای اجتماعی و روحیه تعاون در جامعه شده که خود منجر به ارتقاء سرمایه اجتماعی و افزایش کارایی کل اقتصاد خواهد شد (بختیاری، ۱۳۸۱، ص ۷).

به لحاظ تاریخی گرچه دقیقا معلوم نیست که در چه سالی قانون وقف در اسلام تشریع گردید، اما اولین اقدام عملی پیامبر پس از مهاجرت به مدینه، ایجاد مسجد قبا و مسجدالنّبی بر اساس نهاد وقف بوده است[1]. همچنین حضرت علی (ع) املاک متعددی داشت که آن‌ها را در زمان حیات خود وقف نمود. به طوری که در اواخر عمر، عواید سالانه اوقاف آن حضرت به ۲۴ هزار دینار می‌رسید. علاوه بر این نهاد وقف در تاریخ اسلام نیز سابقه درخشانی دارد (اشکوری، ۱۳۷۷، ص ۸۱).

در کشور ما نیز وقف دارای سابقه‌ای درخشان و طولانی مدت است. گرچه این نهاد در

---

۱. لازم به ذکر است که وقف قبل از اسلام نیز دارای سابقه می‌باشد. امام خمینی (ره) در تحریرالوسیله در این رابطه می‌فرماید: «برای وقف، حقیقت شرعیه‌ای نیست (این مفهوم توسط شرع جعل نشده است)؛ بلکه یک امر عقلایی است که میان پیروان تمامی ادیان و شاید غیر پیروان ادیان نیز مرسوم باشد» (امام خمینی، ۱۴۰۳، ج ۱، ص ۵۷۲).

دوره‌های مختلف در اقتصاد کشور ما نقشی فعّال داشته است، اما دوران صفوی را می‌توان اوج توسعه و رشد اوقاف در ایران در نظر گرفت. به طوری که در پایان دوران صفوی، در شهرهای ایران، کمتر زمین زراعی و یا خانه مسکونی یافت می‌شد که تمام یا بخشی از آن وقف نبوده باشد (بختیاری، ۱۳۸۱، ص ۱۲). وقف در ایران ابتدا به صورت زمین، باغ و ملک بود؛ ولی بعدها و به مرور زمان، علاوه بر املاک، مستغلات زیادی از قبیل مغازه‌ها، اماکن تجاری، ابزارهای مختلف تولیدی همچون آسیاب‌ها، نانوایی‌ها، حمام‌های عمومی، قهوه خانه‌ها، کوره‌های گچ‌پزی، کارگاه‌های بافندگی، کشتی‌های تجاری، کتاب و کتابخانه، پول نقد و مستمری‌های مقرر دولتی برای برخی از افراد نیز جزو موقوفات گردید (اشکوری، ۱۳۷۷، ص ۸۷).

در گذشته و در تاریخ ایران، بسیاری از فعالیت‌های تولیدی توسط نهاد وقف انجام می‌گرفت و بسیاری از تأسیسات زیر بنائی و نهادهای اجتماعی و فرهنگی بدون اینکه حکومت‌ها وظیفه‌ای احساس کنند، توسط مردم ساخته می‌شدند. در واقع وقف از نظر اجتماعی و اقتصادی دارای کارکردهای مهم و فراوانی در زندگی روزانه مردم بوده است. یکی از این موارد مسئله آموزش رایگان بود، که اثرات فراوانی در جامعه داشت. امروزه یکی از عمده مواردی که مستقیم و غیر مستقیم بر تولید کالاها و خدمات مؤثر است، آموزش می باشد و هم اکنون در بسیاری از کشورها از جمله کشور خودمان عمده‌ترین هزینه‌های بخش عمومی هزینه‌هایی است که دولت برای تأمین سطوح مختلف آموزشی متحمّل می‌شود. در حالی که در گذشته این وظیفه از طریق وقف و بدون تحمیل هزینه‌ای بر دولت انجام می گرفته است. شواهد تاریخی نشان می‌دهد که همه مدارس بنا شده در طول تاریخ اسلام به رغم تفاوت‌هایشان از لحاظ وسعت و امکانات، متکی بر وقف و تحصیل در آن‌ها همگانی و رایگان بوده است (ساعاتی، ۱۳۷۴، ص ۳).

به طور خلاصه می‌توان نتیجه گرفت که در گذشته، اوقاف نقش قابل ملاحظه‌ای در تولید کالاها و خدمات و ایجاد فرصت‌های شغلی داشته‌اند و بسیاری از کالاهای عمومی و

وظایفی که در دولت‌های مدرن توسط دولت انجام گرفته و هم اکنون یکی از چالش‌های دولت‌ها شده و با طرح مسائلی از قبیل تعدیل اقتصادی[1]، خصوصی‌سازی[2]، اندازه بهینه دولت[3]، برون‌سپاری[4] و از این قبیل، سعی در انجام آن‌ها به روش‌های غیردولتی دارند، در گذشته از طریق نهاد وقف در جوامع اسلامی انجام می‌شده است (بختیاری، ۱۳۸۱، ص ۷).

در حال حاضر نیز موقوفات در کشور ما حجم عظیمی از منابع را به خود اختصاص می‌دهد. موقوفات عظیم آستان قدس رضوی در شهرها و مناطق مختلف، تنها نمونه‌ای از حجم بالای وقف در کشور است. بر اساس اظهارنظر معاون سازمان اوقاف و امور خیریه، در حال حاضر، ارزش تقریبی دارایی‌های وقف شده در ایران حدود ۱۰۰ هزار میلیارد تومان و درآمد این موقوفات طبق آمار سال ۱۳۸۷ حدود ۸۴ میلیارد تومان است که نشان‌دهنده سوددهی یا درآمدزایی کم آن‌ها، معادل هشت ده‌هزارم است (روزنامه سرمایه، ۱۳۸۸/۱۲/۲۶، شماره ۶۰۷، ص ۶)[5]. علیرغم این ظرفیت بالا و همان طور که واقعیت اقتصاد ایران نشان می‌دهد، در حال حاضر وقف در کشور، دیگر آن کارایی و جایگاه فعال و موثری که در تاریخ اسلام و ایران (به خصوص در برخی دوره‌ها) در جهت حل مشکلات اقتصادی به عهده داشت را ندارد. مسلما یکی از دلایل مهم این واقعیت، اداره سنّتی و غیرعلمی دارایی‌های وقف شده و استفاده نکردن از ظرفیت‌های بالقوه این نهاد تاریخی در جهت تامین اهداف اسلامی می‌باشد. از این رو به نظر می‌رسد لازم باشد از

---

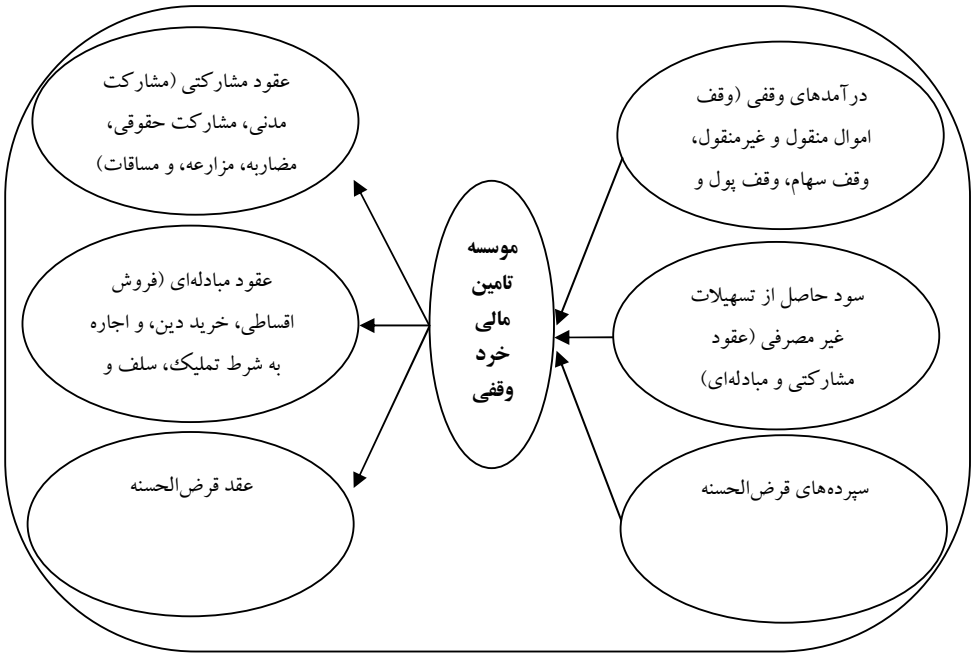
1. Structural adjustment Policies
2.Privatization
3.Optimal Size of Government
4.Outsourcing

۵. برخی تحقیقات نیز به درستی و با استفاده از آمار و ارقام نشان داده‌اند که در حال حاضر، درآمدزایی اموال وقف به شدت پایین‌تر از اموال مشابه غیر وقفی است. به عنوان نمونه حجه‌الله سوری در پایان‌نامه دکتری خود با عنوان «بررسی وضعیت بهره‌برداری از رقبات منفعتی: مطالعه موردی اداره اوقاف جنوب شهر تهران»، نشان می‌دهد که درآمد رقبات منفعتی وقفی پایین است؛ و یا اینکه درآمدهای مغازه‌های وقفی در بازار تهران، بسیار کمتر از درآمد مغازه‌های غیر وقفی است(سوری، ۱۳۸۳).

ویژگی‌های مناسبی که در نهاد وقف وجود دارد، استفاده شده و تلاش شود با استفاده از تجارب بین‌المللی، الگویی کارا برای بازسازی نقش نهاد وقف در اقتصاد جامعه اسلامی ارائه نمود. به عبارت دیگر لازم است علاوه بر روش اجاره‌دهی سنتی و استفاده از درآمدهای حاصل از اجاره اموال وقفی در جهت تامین اهداف واقفان، از روش‌های جدیدتری به منظور جمع‌آوری منابع وقف و همچنین تخصیص آن‌ها بهره برد. در این تحقیق تلاش می‌شود تا با استفاده از تجربه تامین مالی خرد متعارف که در سطح بین‌المللی ارائه شده است، الگویی بومی جهت به کارگیری نهاد وقف در تامین مالی خرد ارائه شود.

۴- الگوی تشکیل موسسه تامین مالی خرد وقفی

منظور از موسسه تامین مالی خرد وقفی، موسسه‌ای غیرانتفاعی است که بخش عمده‌ای از منابع خود را با استفاده از اموال وقفی تامین می‌کند. به عبارت دیگر در بخش تجهیز منابع به طور عمده از نهاد وقف بهره می‌برد. در واقع همان‌طور که در نمودار شماره یک دیده می‌شود، موسسه تامین مالی خرد وقفی در بخش تجهیز منابع یا بدهی‌ها (سمت راست نمودار) از نهاد اسلامی وقف و در بخش تخصیص منابع یا دارایی‌ها (سمت چپ نمودار) از ابزارهای اسلامی استفاده کرده و لذا در ابعاد مختلف از موسسات تامین مالی خرد بهره‌محور تفاوت پیدا می‌کند. در ذیل به بررسی مختصر ویژگی‌های موسسه تامین مالی مذکور در دو حوزه تجهیز و تخصیص منابع پرداخته می‌شود.



نمودار شماره (۱): فرآیند تجهیز و تخصیص منابع در موسسه تامین مالی خرد وقفی

۴-۱- تجهیز منابع

موسسات تامین مالی خرد متعارف منابع مالی خویش را یا از طریق سپرده‌پذیری بر اساس عقد قرض و پرداخت بهره انجام می‌دهند و یا از منابع بیرونی (مثلا کمک‌های دولتی و یا بین‌المللی) استفاده می‌کنند (حبیب[1]، ۲۰۰۲). اما در مقابل، موسسات تامین مالی خرد اسلامی می‌توانند از عقود اسلامی (شامل عقود مشارکتی، مبادله‌ای و قرض‌الحسنه) در جذب سپرده‌ها استفاده کنند. علاوه بر این، می‌توانند از نهادهای اقتصادی اسلام نیز به منظور تامین منابع خویش بهره ببرند. نهادهایی چون وقف، خمس، زکات، انفال، فیء و

1. Habib

غیره[1]. در الگوی پیشنهادی این تحقیق، مهمترین منبعی که برای تامین مالی موسسه در نظر گرفته شده است، نهاد وقف است که در چهار صورت وقف اموال منقول و غیرمنقول، وقف سهام، وقف پول و انتشار اوراق وقف تجلّی می‌یابد. همچنین در کنار منابع وقفی، سپرده‌پذیری بر اساس عقد قرض‌الحسنه نیز به عنوان یک منبع درآمد فرعی برای موسسه تعریف می‌شود. لازم به ذکر است، به دلیل آنکه عقد قرض عقدی تملیکی بوده و سپرده‌گذار بر اساس آن وجوه خود را به ملکیت موسسه در می‌آورد تا در مصارف خیّرانه مورد استفاده قرار دهد، از این رو مخلوط نمودن این وجوه با منابع وقفی مشکلی برای موسسه ایجاد نمی‌نماید[2].

۴-۲- تخصیص منابع

همان طور که ذکر شد تخصیص منابع در موسسات تامین مالی خرد متعارف، به طور عمده بر اساس عقد قرض و دریافت بهره (ربا) انجام می‌شود. اما با توجه به حرمت ربا در اقتصاد اسلامی، لازم است در ارائه تامین مالی خرد اسلامی از عقود مختلفی که در نظام مالی اسلام وجود دارد استفاده شود. عقود مذکور (که در بانک‌های اسلامی نیز به منظور ارائه تسهیلات مورد استفاده قرار می‌گیرد) را می‌توان در چهار گروه کلی تقسیم‌بندی نمود که عبارت‌اند از عقود مشارکتی، عقود مبادله‌ای با بازدهی ثابت، عقود مبادله‌ای با بازدهی متغیّر، و عقد قرض‌الحسنه. سه مورد اول مخصوص تسهیلات تولیدی و یا تجاری بوده و مورد آخر غالبا مربوط به تسهیلات مصرفی می‌باشد (موسویان، ۱۳۸۳، ص ۱۷۵).

---

۱. لازم به ذکر است که هر یک از این موارد در فقه شیعی دارای ضوابط مشخص و متفاوتی می‌باشد که لازم است موسسه تامین مالی خرد به آن توجه داشته باشد.

۲. به نظر می‌رسد تنها تفاوت منابع حاصل از قرض‌الحسنه با منابع حاصل از وقف در آن است که در اولی موسسه ضامن مثل می‌باشد و لذا لازم است پس از دوره‌ای اصل وجوه را به فرد سپرده‌گذار بازگرداند، اما در دومی چنین مسئله‌ای وجود ندارد. همچنین لازم به ذکر است که وقف و قرض‌الحسنه در اقتصاد اسلامی شباهت‌های زیادی به یکدیگر دارند؛ به عنوان نمونه، هدف هر دو کمک به نیازمندان و حل مشکلات اقتصادی طبقات پائین درآمدی است.

۵- امکان‌سنجی فقهی تشکیل موسسات تامین مالی خرد وقفی

در این قسمت لازم است به بررسی فقهی روش‌های تجهیز و تخصیص منابع مالی پرداخته شود. در حوزه تخصیص منابع، استفاده صحیح از عقود مبادله‌ای، مشارکتی و قرض‌الحسنه (بر اساس ضوابطی که در هر یک از عقود مطرح است) توسط هر موسسه مالی، به لحاظ فقهی مجاز و صحیح می‌باشد و این مطلب در قانون بانکداری بدون ربا نیز به صراحت ذکر گردیده است (موسویان، ۱۳۸۳، صص ۹۸-۱۱۱). اما در حوزه تجهیز منابع برای موسسه تامین مالی خرد وقفی، لازم است بحث مختصری انجام شود. در واقع لازم است حکم فقهی سپرده‌های قرض‌الحسنه و همچنین هر یک از چهار منبع وقفی که برای تامین مالی موسسه تامین مالی خرد مطرح شد (شامل وقف اموال، وقف سهام، وقف پول و اوراق وقف) مورد بحث قرار گیرد. البته دریافت سپرده بر اساس عقد قرض‌الحسنه امری کاملا مشروع و بلکه مستحب بوده و لذا بحث زیادی در رابطه با آن وجود ندارد. از این رو لازم است به تحلیل فقهی منابع وقفی پرداخته شود.

ارزیابی متون فقهی در حوزه وقف نشان می‌دهد که به منظور صحت هر نوع وقفی، وجود چهار شرط عمومی ضروری است که عبارت‌اند از: اصل یا عین بودن، مالکیّت واقف نسبت به مال، قابلیت بقاء اصل یا عین مال همراه با انتفاع و وجود امکان اقباض (نجفی، ۱۳۹۷ق، ص ۱۳؛ شهید اول، ۱۴۱۱ق، ص ۸۷؛ محقق حلی، ۱۴۰۳ق، ص ۲۳). در آنچه در پی می‌آید و با استفاده از ادبیات موجود در حوزه وقف، به بررسی وجود چهار شرط مذکور در چهار نوع منبعی که برای تامین مالی موسسه پیشنهاد شد، پرداخته می‌شود.

الف- وقف اموال

یکی از منابع تجهیز برای موسسه تامین مالی خرد وقفی، دریافت و استفاده از اموال منقول و غیرمنقولی است که دارای چهار ویژگی فوق‌الذّکر بوده و توسط افراد خیّر به منظور

کمک به فقرا وقف می‌شود. در واقع موسسه، به عنوان متولّی[1]، اموال مذکور را بر اساس صیغه وقف از واقفان دریافت کرده و متعهّد می‌شود تا این اموال را تنها در جهت حل مشکلات فقرا به مصرف برساند. لازم به ذکر است با توجه به ماهیّت تامین مالی خرد و اهدافی که در جهت کمک به گروه‌های پایین درآمدی و حل مشکل فقر در جامعه دارد، موسسه تامین مالی خرد وقفی تنها می‌تواند با آن دسته از واقفان همکاری کند که به منظور حل مشکل فقر، اموال خود را وقف می‌کنند. از این رو واقفانی که اهداف دیگری مانند ساختن و یا کمک به مساجد، تعمیر پل‌ها و معابر، احداث و تجهیز قبرستان‌ها و غیره، دارند، نمی‌توانند با موسسه تامین مالی خرد وقفی همکاری کنند. البته همان طور که در بخش قبل ملاحظه شد، به لحاظ تاریخی اکثر موقوفات با هدف رفع فقر انجام می‌شده است.

همچنین لازم به ذکر است که موسسه مذکور این امکان را برای واقفان فراهم می‌آورد که یا اموال خود را به صورت عام وقف فقرا کنند و یا وقف گروه‌های خاصّی از فقرا نمایند (به عنوان نمونه کارگران فقیر)؛ که در صورت دوم، موسسه به عنوان متولّی وقف، متعهد است که منافع حاصل از این اموال را فقط در جهت همان گروه‌های تعیین شده به مصرف برساند. علاوه بر این، موسسه این امکان را برای واقف فراهم می‌آورد که بین ارائه تسهیلات مصرفی و یا غیرمصرفی (تولیدی یا تجاری) به فقرا انتخاب نماید[2]؛ چرا که همان

---

۱. بر اساس ضوابط فقهی، ارکان وقف عبارتند از واقف، موقوف علیهم، مال موقوف (عین موقوفه) و متولّی. وقف‌کننده را واقف و کسانی که وقف برای استفاده آن‌ها صورت می‌پذیرد را موقوف‌علیهم و مورد وقف را عین موقوفه گویند. به کسی که اداره امور موقوفه را بر عهده می‌گیرد نیز متولّی وقف گفته می‌شود. واقف می‌تواند از منافع موقوفه، سهمی را به عنوان اجرت یا حق‌التّولیه برای متولی معین نماید و اگر معیّن نکرده باشد، متولی مستحق اجرت‌المثل عمل است (امام خمینی، ۱۴۰۳، ج۱، ص۵۷۲).

۲. لازم به ذکر است منظور از تسهیلات مصرفی وام‌هایی است که توسط افراد برای رفع نیازهای مصرفی دریافت می‌شود (مثلا وام برای خرید یک کالا جهت مصرف). اما منظور از تسهیلات تولیدی، وام‌هایی است که نه با هدف مصرف، بلکه به عنوان سرمایه جهت تولید یا ارائه کالا و یا خدمتی در آینده مورد استفاده قرار می‌گیرد.

طور که در بخش بعد خواهیم دید، در موسسه مذکور هر دو نوع تسهیلات پرداخت می‌شود.

ب- وقف سهام

در خصوص سهام شرکت‌ها و امکان‌پذیر بودن وقف آن، می‌توان ادّعا کرد که از چهار شرط اصل یا عین بودن، مالکیّت واقف نسبت به مال، قابلیت بقاء اصل یا عین مال همراه با انتفاع، وجود امکان اقباض، موارد دوم و سوم، در مورد سهام بدون هیچ تردیدی وجود دارد. در واقع سهام، در تملّک دارنده آن قرار داشته (شرط دوم) و امکان بهره‌مندی از منافع آن همراه با باقی ماندن عین، فراهم است (شرط سوم). اما در رابطه با قابلیت قبض و اقباض نیز می‌توان گفت هم به لحاظ عرف و هم به لحاظ قانون (مواد ۳۹ و ۴۰ قانون تجارت)، امکان قبض و اقباض برگه سهام وجود دارد. تنها مواردی که در رابطه با سهام می‌تواند محل اختلاف باشد مورد اول یعنی اصل یا عین بودن است (نجفی، ۱۹۸۱، ج ۲۸، ص ۱۴). در این رابطه نیز برخی تحقیقات به درستی نشان داده‌اند که با توجه به اینکه منظور از سهام برگه یا ورق سهام نبوده و حصّه یا بخشی از مال شرکت است که بر اساس برگه در اختیار فرد قرار می‌گیرد، لذا شرط اصل یا عین بودن نیز در مورد سهام برقرار می‌باشد (مصباحی‌مقدم و شکری، ۱۳۸۶، ص ۱۶)[1].

بنابر آنچه مطرح شد به نظر می‌رسد وقف سهام نیز بتواند به عنوان منبع دیگری برای موسسه تامین مالی خرد وقفی مطرح باشد. در واقع خیّران سهام شرکت‌ها و موسساتی که در اختیار دارند را در راه خدا وقف کرده و موسسه را متولّی مصرف منافع قرار می‌دهند. در اینجا هم باید واقفان تنها به منظور کمک به فقرا سهام خود را وقف کرده باشند و همچنین امکان انتخاب در رابطه با مصرفی و یا تولیدی بودن استفاده از منافع و همچنین

---

۱. لازم به ذکر است در کتب فقهی فصلی مرتبط با موضوع وقف سهام وجود دارد و آن موضوع «وقف سهم مشاع از ملک مشترک» می‌باشد. در این رابطه برخی فقها صحت آن را اجماعی دانسته‌اند (نجفی، ۱۹۸۱، ج ۲۸، ص ۲۰۱۴).

عام یا خاص بودن فقرایی که از منافع این نوع از وقف بهره می‌برند، برای واقفان فراهم خواهد بود.

ج- وقف پول

در رابطه با وقف پول، به نظر می‌رسد از چهار شرط مذکور موارد مالکیّت واقف و وجود امکان اقباض در مورد پول نیز به لحاظ عرفی کاملا قابل تصوّر باشد. اما در رابطه با دو شرط اصل یا عین بودن و قابلیت بقاء همراه با انتفاع، اختلافاتی میان اندیشمندان اسلامی وجود دارد. در این میان، برخی از محقّقین به درستی نشان داده‌اند که آنچه در وقف به لحاظ شرعی لازم است رعایت شود مسئله «حبس اصل» می‌باشد و نه صرفا «حبس عین» (مصباحی‌مقدم و دیگران، ۱۳۸۸، ص ۱۱). به عبارت دیگر، در کل دو نوع حبس در وقف قابل تصوّر است؛ یکی حبس عین مال، که مخصوص عروض (کالاها) می‌باشد و دیگری حبس مالیّت مال (قدرت خرید مال)، که مخصوص نقود می‌باشد. بنابراین در وقف عروض، بقای رقبه مال (عین مال) با وجود انتفاع، شرط است؛ ولی در وقف نقود، بقای مالیّت مال با وجود انتفاع، شرط می‌باشد. از این رو، در رابطه با پول اعتباری که عین آن (کاغذ پول) اهمیّتی نداشته و قدرت خرید این کاغذ مورد توجه نگه‌دارنده می‌باشد، اگر بتوان از آن به نحوی استفاده کرد که این قدرت خرید محفوظ باشد و در عین حال منافعی از این پول ایجاد گردد (مثلا این وجوه وقفی در صندوقی قرار گرفته و با استفاده از آن به افراد قرض‌الحسنه داده شود)، می‌توان این منافع را وقف نمود (دادگر و سعادت‌فر، ۱۳۸۶، ص ۱۶؛ مصباحی‌مقدم و دیگران، ۱۳۸۸، ص ۱۳). بنابراین وقف پول نیز می‌تواند به عنوان منبع دیگری برای موسسه تامین مالی خرد وقفی مطرح باشد. در واقع خیّران وجوهی که در اختیار دارند را در راه خدا وقف کرده و موسسه را متولّی استفاده از منافع در جهت خاص، قرار می‌دهند. موسسه از این وجوه به منظور ارائه تسهیلات مصرفی و تولیدی به فقرا، به نحوی که قدرت خرید وجوه ثابت باقی بماند، استفاده می‌کند. در اینجا هم باید واقفان تنها به منظور کمک به فقرا وجوه خود را وقف کرده باشند و همچنین امکان انتخاب در رابطه

با مصرفی و یا تولیدی بودن استفاده از منافع و همچنین عام یا خاص بودن فقرایی که از منافع این نوع از وقف بهره می‌برند، برای واقفان فراهم خواهد بود[۱].

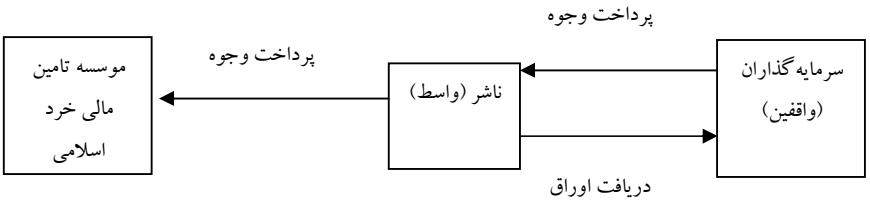
د- انتشار اوراق وقف

یکی دیگر از راه‌های تجهیز منابع مالی برای موسسه تامین مالی خرد وقفی انتشار اوراق وقف است. این دسته از اوراق، در گروه اوراق اسلامی غیر انتفاعی (صکوک غیر سرمایه‌گذاری) قرار می‌گیرند. دارندگان اوراق وقف افرادی هستند که به هر دلیلی تمایل به وقف نمودن دارایی‌های کم یا زیاد خود دارند (سروش، ۱۳۸۷، ص ۵). به نظر می‌رسد موسسه تامین مالی خرد اسلامی می‌تواند حداقل از دو نوع اوراق وقف بهره ببرد. نوع اول که می‌توان نام آن را «اوراق وقف پول» نهاد، مبتنی بر وقف پول بوده و صحت آن مشروط به صحت وقف پول است. اما نوع دوم اوراق مبتنی بر وقف کالایی است و می‌توان نام آن را «اوراق وقف گروهی» نهاد. در ذیل به توضیح این دو نوع می‌پردازیم.

الف- اوراق وقف پول: همان طور که در شکل شماره دو ملاحظه می‌شود، در انتشار این اوراق، موسسه تامین مالی خرد وقفی به عنوان بانی عمل می‌کند. در واقع موسسه با تأسیس یک نهاد واسط اقدام به انتشار اوراق وقف نموده و وجوه بدست آمده را در اختیار می‌گیرد. در این نوع اوراق، بانی موظّف است وجوه بدست آمده را بر اساس امیدنامه (وقف‌نامه) منتشره هنگام فروش اوراق، صرف نماید. در اینجا نیز لازم است واقفان تنها به منظور کمک به فقرا وجوه خود را وقف کرده باشند و همچنین امکان انتخاب در رابطه با مصرفی و یا تولیدی بودن استفاده از منافع و همچنین عام یا خاص بودن فقرایی که از منافع این نوع از وقف بهره می‌برند، برای واقفان فراهم باشد.

---

۱. لازم به ذکر است که بحث وقف پول از جمله مباحث مورد اختلاف بین فقها و پژوهشگران می‌باشد. بررسی و تحلیل دیدگاه‌های مخالفان و موافقان وقف پول خارج از حوصله این مقاله بوده و می‌توان به تحقیقات انجام شده در این زمینه مراجعه نمود (دادگر و سعادت‌فر، ۱۳۸۶، ص ۱۶).



نمودار شماره (۲): فرآیند انتشار اوراق وقف پول

ب- اوراق وقف گروهی: تفاوت اصلی این نوع اوراق با اوراق وقف پولی در آن است که این وقف بر روی کالای سرمایه‌ای انجام می‌شود. به عنوان نمونه، موسسه تامین مالی خرد وقفی درخواست یکی از گروه‌ها را که متقاضی خرید یک دستگاه تراکتور جهت انجام فعالیّت کشاورزی می‌باشد، دریافت می‌کند. پس از انجام بررسی‌های اولیه و تایید سوابق گروه، به منظور تامین هزینه خرید تراکتور اوراقی منتشر می‌سازد. در واقع اگر هزینه این کار یکصد واحد باشد، بر روی آن یکصد برگه منتشر کرده و آن را در اختیار واقفان خرد قرار می‌دهد. در این شرایط هر یک از واقفان با خرید هر یک از برگه ها بخشی از وقف تراکتور را انجام می‌دهد. بنابراین و همان‌طور که از این مثال مشخص می‌شود، این نوع اوراق بر اساس ایده وقف گروهی کالا منتشر می‌شود.

۶- ارزیابی ضرورت اقتصادی تشکیل موسسات تامین مالی خرد وقفی در کشور

سوالی که لازم است در این قسمت به آن پاسخ داده شود آن است که با توجه به این مطلب که در حال حاضر در کشور بانک‌های اسلامی وجود دارند که یکی از عقود مورد استفاده آن‌ها بر اساس قانون بانکداری بدون ربا عقد قرض‌الحسنه می‌باشد و همچنین صندوق‌های قرض‌الحسنه‌ای که با هدف رفع فقر تشکیل شده‌اند[1] نیز به ارائه تسهیلات خرد

۱. برخی تحقیقات تعداد صندوق‌های قرض‌الحسنه موجود در کشور را تا ۷۰۰۰ صندوق برشمرده‌اند (موسویان، ۱۳۸۳، ص ۱۲).

به فقرای نیازمند مشغول هستند، چه ضرورت و یا توجیه اقتصادی برای تشکیل موسسات تامین مالی خرد وقفی می‌تواند قابل تصوّر باشد؟

در این قسمت تلاش می‌شود تا پاسخ به این سوال از طریق بررسی تطبیقی مهمترین نقاط اشتراک و افتراق موسسه تامین مالی خرد وقفی با بانک‌های فعال در کشور و همچنین صندوق‌های قرض‌الحسنه، ارائه گردد. به نظر می‌رسد گرچه الگوی پیشنهادی با بانک‌ها و صندوق‌های قرض‌الحسنه مشابهت‌هایی دارد، اما در ابعاد مختلف با آن‌ها تفاوت پیدا می‌کند و این خود ضرورت اقتصادی تشکیل چنین موسساتی را توجیه می‌کند. در ذیل به بررسی برخی از این ابعاد پرداخته می‌شود:

الف- ماهیت موسسه

همان‌طور که در جدول شماره یک اشاره شده است، ماهیت موسسه تامین مالی خرد وقفی غیرانتفاعی است. به این معنی که گرچه در الگوی پیشنهادی موسسه مذکور از عقود مشارکتی و مبادله‌ای نیز استفاده کرده و لذا درآمدهایی برایش ایجاد می‌گردد، اما بر اساس ماهیت، نمی‌تواند به تامین‌مالی‌کنندگان خود (واقفان) و یا سپرده‌گذاران سودی بپردازد؛ بلکه لازم است از این وجوه جهت توسعه و پایدارسازی فعالیت‌های خود استفاده کند. موسسه تامین مالی خرد وقفی از این لحاظ با بانک‌های اسلامی تفاوت و با صندوق‌های قرض‌الحسنه مشابهت پیدا می‌کند.

ب- عقود مورد استفاده

همان طور که در بخش‌های قبل نیز اشاره شد، موسسه تامین مالی خرد وقفی در حوزه تخصیص منابع از عقود مشارکتی، مبادله‌ای و قرض‌الحسنه استفاده می‌کند. از این رو موسسه با بانک‌های فعال در اقتصاد کشور که بر اساس قانون بانکداری بدون ربا[1] به فعالیت

---

۱. متن قانون بانکداری بدون ربا، موجود در سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به آدرس: http://www.cbi.ir..

مشغول هستند، مشابهت پیدا کرده، اما با موسسات قرض‌الحسنه تفاوت دارد. چرا که بر اساس ماده ۲۲، «دستورالعمل اجرایی تاسیس، فعالیت و نظارت بر صندوق‌های قرض‌الحسنه[۱]»، صندوق‌های قرض‌الحسنه تنها می‌توانند از عقد قرض‌الحسنه در تخصیص وجوهی که در اختیار دارند استفاده نمایند.

ج- دریافت وثیقه و یا درخواست ضامن معتبر

در حال حاضر بانک‌های فعال در کشور و همچنین صندوق‌های قرض‌الحسنه از دو شیوه برای تضمین بازگشت وجوهی که بر اساس عقود مختلف در اختیار افراد قرار می‌دهند، استفاده می‌کنند. یکی دریافت وثایق معتبر و دیگری درخواست ضامن[۲]. اما در موسسه تامین مالی خرد وقفی، بر اساس ماهیتی که دارد، ایده وثیقه گروهی جایگزین موارد دیگر می‌شود. به این نحو که از افراد هیچگونه درخواست وثیقه و یا ضامنی نمی‌شود، اما در مقابل لازم است هر فرد تلاش کند تا عضو یک گروه شده و از این طریق تسهیلات دریافت کند[۳]. به جرات می‌توان گفت ایده وثیقه گروهی، مهمترین ویژگی موسسات تامین مالی خرد می‌باشد که حتی در سطح بین‌المللی موفقیّت خود را در تضمین بازپرداخت منابع اثبات نموده است[۴].

---

۱. دستورالعمل اجرایی تاسیس، فعالیت و نظارت بر صندوق‌های قرض‌الحسنهٔ، موجود در سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به آدرس: http://www.cbi.ir.

۲. قانون بانکداری بدون ربا و دستورالعمل اجرایی تاسیس، فعالیت و نظارت بر صندوق‌های قرض‌الحسنه، اجازه دریافت ضامن و وثیقه را به بانک‌ها و موسسات قرض‌الحسنه می‌دهد، اما در رابطه با وام‌دهی گروهی و دریافت تعهد طرفین (وام‌دهی گروهی) به عنوان وثیقه ساکت است.

۳. در رابطه با وثایق دریافتی توسط صندوق‌های قرض‌الحسنه این نکته قابل ذکر است که با توجه به خرد بودن حجم وام، به اجرا گذاشتن وثایق و تحمل هزینه‌های مرتبط، اصلا مقرون به صرفه نمی‌باشد.

۴. لازم به ذکر است که موسسات تامین مالی خرد متعارف، در اکثر موارد نرخ بازپرداخت بالاتری نسبت به بانک‌ها دارد. به عنوان مثال، برخی تحقیقات نشان داده‌اند که میزان بازپرداخت وام‌ها در بانک گرامین بنگلادش (که به صورت گروهی وام می‌دهد) بالای ۹۸ درصد بوده است (مافی، ۱۳۸۷، ص ۵۰۸).

د- تسهیلات‌دهی به صورت گروهی

در حال حاضر هیچ یک از بانک‌های کشور و یا صندوق‌های قرض‌الحسنه رسمی که در کشور حضور دارند، به صورت گروهی تسهیلات اعطا نمی‌نمایند[1]. اما در الگوی پیشنهادی تمامی تسهیلات مصرفی و غیرمصرفی به صورت گروهی ارائه شده و اعضای گروه تعهد بازپرداخت یکدیگر را بر عهده می‌گیرند. با انجام این کار فقرایی که به هیچگونه وثیقه یا ضامنی دسترسی ندارند، بازهم می‌توانند از خدمات مالی موسسه تامین مالی خرد وقفی استفاده کنند.

انجام این کار تضمین می‌نماید که تسهیلات تخصیص یافته به هدف مورد نظر اصابت کند. ضمن اینکه این مسئولیت مشترک، سبب کاهش ریسک می‌گردد؛ چرا که اولاً، سبب می‌شود که گروه، اعضای بدحساب را در میان خود نپذیرند و این هزینه انتخاب ناصحیح در اعطای تسهیلات را حذف می‌کند. ثانیاً، این شیوه انگیزه‌ای در میان اعضاء ایجاد می‌کند تا مراقب باشند که عضو تسهیلات‌گیرنده، وام را به مصارف تعیین شده برساند؛ چرا که باید بتواند آنرا بازپرداخت کند. ثالثاً، باعث می‌شود تا اعضاء گروه، افرادی که وام خود را نپرداخته‌اند، تحت فشار قرار داده و حتی پرداخت بدهی‌های آن‌ها را بر عهده گیرند؛ که این موضوع نیز سبب حذف هزینه عدم بازپرداخت تسهیلات می‌گردد (طغیانی، ۱۳۸۵، ص ۲۱۰).

ه- تمایز بین تسهیلات تولیدی و مصرفی

در حال حاضر بانک‌های فعال در کشور و همچنین موسسات قرض‌الحسنه، هنگام اعطای تسهیلات به افراد، معمولا به این مطلب که این تسهیلات با اهداف مصرفی دریافت می‌شود و یا قرار است فرد از این وام به عنوان سرمایه استفاده کرده و تلاش کند در آینده کالا یا

---

۱. قانون بانکداری بدون ربا و دستورالعمل اجرایی تاسیس، فعالیت و نظارت بر صندوق‌های قرض‌الحسنه در این رابطه ساکت است.

خدمتی ارائه نماید، تمایزی قائل نمی‌شوند. اما در الگوی پیشنهادی بر اساس تجربه تامین مالی خرد متعارف در سایر کشورها، بین فقرایی که نیازهای مصرفی صرف دارند و فقرایی که نیازهای تولیدی داشته (فاقد سرمایه می‌باشند) تفاوت قائل می‌شود. به نظر می‌رسد این تفکیک با اهداف نظام اقتصادی اسلام سازگاری بهتری داشته باشد. چرا که آنچه از مجموع آیات و روایات در باب قرض‌الحسنه بدست می‌آید آن است که در اسلام این نوع عقد به طور عمده برای تامین نیازهای مصرفی فقرا ارائه شده است، و دین اسلام برای فعالیت‌های تولیدی و تجاری، عقود مشارکتی و مبادله‌ای را ارائه نموده است که در آن نه تنها نیازهای تولیدی-تجاری دریافت‌کننده منابع مالی برطرف گردیده بلکه بخشی از سود فعالیت اقتصادی به تامین مالی کننده نیز می‌رسد[1].

و- ارائه خدمات مشورتی و نظارت دائم موسسه بر فعالیت‌های تسهیلات‌گیرندگان

در حال حاضر نه در بانک‌های فعال در کشور و نه در صندوق‌های قرض‌الحسنه، خدمات مشاوره‌ای به افرادی که قصد قرض گرفتن دارند، ارائه نمی‌شود. همچنین بانک، پیگیر این مطلب که افراد وجوه دریافتی را در چه راهی به مصرف می‌رسانند، نمی‌باشد و فقط به بازگشت اصل وجه قرض‌داده شده توجه دارد. این در حالی است که در تامین مالی خرد، ارائه خدمات مشاوره‌ای (در رابطه با فرصت‌های اقتصادی، قوانین و غیره) به فقرایی که

---

۱. لازم است به این نکته توجه شود که هم بر اساس ضوابط فقهی و هم بر اساس قانون بانکداری بدون ربا و دستورالعمل اجرایی تاسیس، فعالیت و نظارت بر صندوق‌های قرض‌الحسنه، عقد قرض، عقدی تملیکی بوده و می‌تواند برای نیازهای تولیدی هم به کار رود. اما بحث آن است که خواستگاه تاریخی این ابزار مالی اسلامی، بیشتر رفع نیازهای مصرفی بوده است. این امر باعث شده است که برخی از محققین مانند آیت الله بجنوردی، آیت الله صانعی و دکتر کاتوزیان، ربای محرم در اسلام را مخصوص حالت غالب آن، یعنی نیازهای مصرفی بدانند؛ گرچه این دیدگاه مورد اشکال قرار گرفته و برخی شواهد تاریخی و روایی در رد آن ارائه شده است (موسویان، ۱۳۸۶، ص ۱۵۵)، اما می‌توان به این نتیجه رسید که در تاریخ اسلام، عقود مشارکتی و مبادله‌ای بیشتر برای رفع نیازهای غیرمصرفی افراد و عقد قرض‌الحسنه بیشتر به منظور رفع نیازهای مصرفی افراد مورد استفاده بوده است.

توانایی فعالیت‌های اقتصادی را دارند (به منظور توانمندسازی آنان)، امری حتمی و مهم تلقی گردیده و همچنین ناظر موسسه ضمن برگزاری جلسات متعدد با اعضای گروه، بر این مطلب که تسهیلات در محل‌های مورد توافق به استفاده رسیده است، نظارت می‌نماید (مافی، ۱۳۸۷، ص ۵۴).

جدول شماره (۱):

برخی از مهمترین نقاط اشتراک و افتراق موسسات تامین مالی خرد وقفی

	بانک‌های اسلامی	موسسات قرض‌الحسنه	موسسه تامین مالی خرد وقفی
۱. ماهیت موسسه	انتفاعی	غیرانتفاعی	غیرانتفاعی
۲. عقود مورد استفاده	مبادله‌ای، مشارکتی و قرض‌الحسنه	قرض‌الحسنه	مبادله‌ای، مشارکتی و قرض‌الحسنه
۳. دریافت وثیقه و یا ضامن فردی	دارد	دارد	ندارد
۴. تسهیلات‌دهی گروهی	ندارد	ندارد	دارد
۵. تمایز بین تسهیلات مصرفی و تولیدی	ندارد	ندارد	دارد
۶. ارائه خدمات مشورتی و نظارت دائم موسسه بر فعالیت‌های تسهیلات‌گیرندگان	ندارد	ندارد	دارد

۷- مزایای تشکیل موسسات تامین مالی خرد وقفی در کشور

به نظر می‌رسد استفاده از الگوی پیشنهادی در این تحقیق جهت تشکیل موسسات تامین مالی خرد وقفی، مزایای اقتصادی و اجتماعی مهمی به همراه داشته باشد. در واقع اگر موسسه تامین مالی خرد در تجهیز منابع از نهاد اسلامی وقف بهره برده و در سمت تخصیص منابع نیز از ابزارهای اسلامی استفاده کند، ویژگی‌های مثبتی ایجاد می‌کند که در این قسمت به بررسی آن‌ها پرداخته می‌شود.

الف- حل چالش کمبود منابع مالی

همان‌طور که برخی تحقیقات به خوبی نشان داده‌اند یکی از مشکلاتی که موسسات تامین مالی خرد متعارف با آن مواجه می‌باشند، مسئله تامین نقدینگی می‌باشد. به این معنی که این دسته از موسسات معمولا با کمبود منابع مواجه می‌باشند. به عنوان نمونه حبیب (۲۰۰۲) در تحقیق خود بر روی تعدادی از موسسات تامین مالی خرد بنگلادش، نشان می‌دهد که کمبود منابع مالی یکی از محدودیت‌های اصلی پیش‌روی رشد و فعالیت این دسته از موسسات به حساب می‌آید. این در حالی است که به نظر می‌رسد یکی از ویژگی‌هایی که در الگوی پیشنهادی در این تحقیق وجود دارد، آن است که اجرای صحیح این الگو منجر به ایجاد منابع قابل توجهی برای موسسه تامین مالی خرد می‌شود. در واقع در این الگو منابع خرد و کلان واقفان چه به صورت کالا و اموال منقول و غیر منقول و چه به صورت وجوه نقد و سهام جمع‌آوری شده و به عنوان منبعی رایگان برای موسسه تامین مالی خرد به حساب می‌آید.

ب- مدیریت صحیح و کارآمدسازی استفاده از منابع وقفی

یکی از چالش‌هایی که نظام وقف در کشور ما و اکثر کشورها با آن مواجه است مسئله عدم استفاده صحیح و کارآمد از منابع وقفی است. در واقع همان‌طور که برخی از تحقیقات نشان داده‌اند، میزان درآمدی که از حجم عظیم وقف بدست می‌آید بسیار ناچیز بوده و وظایف اقتصادی که وقف در گذشته در جوامع اسلامی انجام می‌داد، امروزه دیگر وجود ندارد (مصباحی‌مقدم و دیگران، ۱۳۸۸، ص ۵). این در حالی است که در الگوی پیشنهادی ویژگی‌های مشخصی وجود دارد که منجر به افزایش کارایی استفاده از منابع وقفی می‌شود. در واقع به دلیل وجود صرفه‌های مقیاس[1] برای موسسه تامین مالی خرد وقفی، امکان انجام فعالیت‌هایی برای موسسه ممکن می‌شود که برای واقفان فردی و سنتی

1. Economies of scale

چنین مزایایی به هیچ وجه فراهم نیست. به عنوان نمونه تمییز بین فقرای واقعی و افرادی که در واقع فقیر نیستند و یا بین نیازهای تولیدی و مصرفی فقرا، ایجاد گروه‌های تولیدی از فقرا و ارائه تسهیلات به صورت گروهی، نظارت بر استفاده بهینه از منابع وقفی، ارزیابی پروژه‌های مختلفی که توسط گروه‌های خرد ارائه می‌شود و انتخاب کارآمدترین آن‌ها، نظارت دائمی بر تسهیلات مصرفی و تولیدی، مدیریت ریسک‌هایی که موسسه با آن‌ها مواجه می‌باشد و غیره.

ج- جمع‌آوری و استفاده بهینه از منابع خرد و مشارکت افراد بیشتری در سنت حسنه وقف

در حال حاضر برای افراد دارای دارایی‌های خرد نمی‌صرفد که اموال خود را وقف کنند. چرا که در این صورت لازم است فرد واقف برای مطمئن شدن از تامین اهدافی که از وقف دارد، متولّی تعیین کند. اما با توجه به خرد بودن وقف، درآمد حاصل از آن به اندازه‌ای نیست که تامین دستمزد متولّی را بنماید. این در حالی است که در الگوی پیشنهادی، موسسه به عنوان متولّی رایگان برای تمامی وجوه خرد عمل کرده و لذا اموال و وجوه خرد نیز می‌توانند در سنت حسنه وقف مشارکت کنند.

د- افزایش کارایی اقتصادی

کارایی به معنی تولید بیشتر با استفاده از نهاده کمتر است و کارایی تخصیصی که در اینجا مورد توجه است، به معنی تخصیص منابع جامعه به گونه‌ای است که تولید کل حداکثر گردد. این امر زمانی برقرار می‌شود که در کل اقتصاد بهره‌وری نهایی سرمایه‌گذاری در تمامی صنایع برابر باشد. نتیجه این حالت نسبتا ایده آل، آن است که سرمایه باید در جایی سرمایه‌گذاری شود که حداکثر بازدهی (سوددهی) را داشته باشد (الجرحی[1]، ۲۰۰۲). اما در شرایطی که موسسه تامین مالی خرد از عقد قرض در تامین مالی گروه استفاده کند، در

1. Al-Jarhi

رابطه با بازپرداخت تسهیلات پرداختی (و نه الزاما موفقیت طرح اقتصادی) نگرانی دارد. این نگرانی‌ها زمانی به بهترین نحو مرتفع می‌شود که اعضای گروه قبل از دریافت وام، به منظور مواجه شدن با تعهدات پرداختی که از این وام به وجود می‌آید، منابع کافی در اختیار داشته و به موفقیت طرحی که برای تامین مالی‌اش وام دریافت کرده‌اند، وابستگی نداشته باشند. به همین دلیل است که شایستگی اعتباری[1] اعضای گروه اولین موردی است که تامین مالی کننده در نظام متعارف در نظر می‌گیرد. البته داشتن پیش‌بینی موفقیت و ایجاد سود توسط اعضا نیز بسیار مهم است؛ ولی این شاخصه رتبه دوم از مواردی که تامین مالی کننده در نظر می‌گیرد را به خود اختصاص می‌دهد. این در حالی است که در الگوی پیشنهادی به دلیل آنکه موسسه منابع تولیدی-تجاری خود را بر اساس عقود اسلامی ارائه می‌کند، در رابطه با موفقیت پروژه‌ها نگرانی دارد. از اینرو اولین و مهمترین مولفه‌ای که موسسه تامین مالی خرد وقفی به منظور اعطای تسهیلات به طرح‌های گوناگون (که از طرف گروه‌های مختلف ارائه شده است) در نظر می‌گیرد، پیش‌بینی موفقیت و سوددهی طرح می‌باشد و شایستگی اعتباری اعضای گروه در رتبه دوم قرار می‌گیرد (صدیقی، ۲۰۰۴، ص ۱۰۳).

۵- تخصیص بهینه منابع و تقویت اشتغال

با توجه به اینکه بخش عمده‌ای از تسهیلات موسسه تامین مالی خرد اسلامی تولیدی-تجاری بوده و در این دسته از تسهیلات، طرح‌های کسب و کار پیشنهادی توسط گروه‌ها مورد ارزیابی دقیق قرارمی‌گیرد، منابع وقفی به صورت بهینه به بهترین و سوددهترین پروژه‌ها اختصاص می‌یابد. همچنین این تسهیلات تولیدی منجر به اشتغال فقرا گردیده و این خود در بلند مدت آثار قابل توجّه اقتصادی و اجتماعی به همراه دارد. در واقع در این الگو از ظرفیت تولیدی فقرا در جهت ایجاد اشتغال استفاده می‌شود.

---

1. Creditworthiness

و- توجه به پایین‌ترین گروه‌های درآمدی

همان‌طور که تحقیقات تامین مالی خرد نشان می‌دهند، معمولا موسسات تامین مالی خرد به گروه‌های ضعیف‌ترِ فقرا (فقیرترین فقرا[1]) توجهی نمی‌کنند (نورالزمان[2]، ۱۹۹۷؛ چادهری[3]، ۱۹۹۹؛ کرانشاوی[4]، ۲۰۰۷). معمولا توجیهی نیز که در این رابطه ارائه می‌شود آن است که: «ارائه تامین مالی خرد به گروه‌های به شدت فقیر نه تنها باعث نجات آن‌ها نمی‌شود، بلکه به علت عدم توانایی در بازپرداخت، باعث می‌شود هر چه بیشتر مدیون گردیده و در آینده فقیرتر گردند» (بادراکس و کن[5]، ۲۰۰۸، ص ۱۸۹). اما در الگوی پیشنهادی بخشی از تسهیلات (وام‌های مصرفی) بر اساس عقد قرض‌الحسنه به فقیرترین فقرا ارائه می‌شود.

ز- کاهش چالش خطر اخلاقی[6]

منظور از خطر اخلاقی آن است که وجود یک قرارداد میان دو طرف، ممکن است باعث تغییر رفتار هر دو یا یکی از آن‌ها گردد. در واقع چالش خطر اخلاقی مربوط به بعد از قرارداد و در انتهای فعالیت شرکت می‌باشد و آن هنگامی است که دریافت‌کننده تسهیلات به انگیزهٔ کسب سود بیشتر، سود یا زیان فعالیت اقتصادی را بطور صحیح گزارش ندهد (فاروق، ۲۰۰۶). به نظر می‌رسد در الگوی پیشنهادی چنین مشکلی وجود نداشته باشد. دلیل این امر آن است که در تسهیلات تولیدی-تجاری که مسئله خطر اخلاقی قابل تصوّر است، نماینده موسسه تامین مالی خرد وقفی در تمامی مراحل به عنوان ناظر و مشاور طرح‌های اقتصادی حضور داشته و از میزان سود و زیان طرح اقتصادی آگاه است و لذا چالش خطر اخلاقی کمرنگ می‌گردد.

---

1. The poorest of the poor
2. Nuruzzaman
3. Chowdhury
4. Karanshawy
5. Boudreaux and Cowen
6. Moral hazard

ح- اطلاعات نامتقارن[1]

نامتقارن بودن اطلاعات هنگامی به وجود می‌آید که دریافت کننده تسهیلات در مواجهه با تامین مالی کننده، تمایل به افشای کامل اطلاعات در مورد هزینه‌ها و درآمدهای حاصل از طرح یا فعالیت اقتصادی نداشته باشند (کارا[2]، ۱۹۹۹، ص ۱۰۱). به نظر می‌رسد چالشِ اطلاعات نامتقارن که یکی از دلایل عدم استقبال بانک‌های اسلامی از عقود مشارکتی است، در الگوی پیشنهادی کمرنگ گردد. دلیل این امر آن است که در این الگو موسسه تامین مالی خرد وقفی در تمامی مراحل بر اجرای صحیح پروژه‌ها در تسهیلات تولیدی که ارائه می‌کند نظارت دارد و این از چالش اطلاعات نامتقارن می‌کاهد.

ط- احتمال پایین‌تر انحراف تسهیلات تولیدی

یکی از مشکلاتی که موسسات تامین مالی خرد متعارف با آن مواجه می‌باشند آن است که به دلیل آنکه افراد وام خود را بر اساس عقد قرض و پرداخت بهره دریافت می‌کنند، امکان آن وجود دارد که این وجوه در حوزه تولید وارد نشده و صرف هزینه‌های مصرفی فرد گردد. اما در الگوی پیشنهادی و در حوزه تسهیلات تولیدی، رابطه مشخصی بین بخش واقعی و پولی برقرار گردیده و حتما کالا جابجا می‌شود. به عبارت دیگر استفاده از عقود اسلامی منجر به کاهش مشکل انحراف تسهیلات می‌گردد. چرا که در اکثر موارد عقود اسلامی بر روی کالای واقعی انجام شده و این کالا (و نه پول نقد) به کارفرما تحویل می‌گردد (عیوضلو و میسمی، ۱۳۸۷، ص ۱۳).

ی- غیردولتی بودن و کوچک‌سازی بخش دولتی

یکی از ویژگی‌های مهم الگوی پیشنهادی غیردولتی بودن آن است. در واقع نهاد وقف در تاریخ اقتصادی اسلام، نهادی غیردولتی و متعلّق به عموم افراد جامعه بوده که در راستای

---

1. Asymmetric information
2. Kara

اهداف اجتماعی و دولتی حرکت می‌کند. این خصلت یکی از ویژگی‌های مهم الگوی پیشنهادی است که باعث کاهش وظیفه تصدّی‌گری (بنگاه‌داری) دولت اسلامی در حوزه رفع فقر می‌گردد؛ مسئله‌ای که بدون شک یکی از مهمترین وظایف دولت در اسلام است.

۸- چالش‌های تشکیل موسسات تامین مالی خرد وقفی در کشور و ارائه راهکار

به نظر می‌رسد استفاده از الگوی پیشنهادی در این تحقیق جهت تشکیل موسسات تامین مالی خرد وقفی در کشور، چالش‌هایی به همراه داشته باشد. در این قسمت به مهمترین چالش‌های احتمالی که این الگو ممکن است با آن مواجه شود می‌پردازیم و تلاش می‌کنیم تا با استفاده از تجربه تامین مالی خرد متعارف، راهکارهایی برای حداقل نمودن این چالش‌ها ارائه نماییم.

الف- چالش شرعی

یکی از اشکالاتی که می‌تواند به این الگو وارد شود آن است که در حوزه تجهیز منابع برای موسسه از برخی از انواع وقف، مانند وقف پول و یا اوراق وقف پول نیز استفاده می‌شود. اما همان طور که قبلا نیز ذکر شد، وقف پول همواره از مباحث اختلافی بین فقها بوده و برخی از فقها و مراجع تقلید وقف پول رایج را غیرشرعی می‌دانند (دادگر و سعادت‌فر، ۱۳۸۶، ص ۱۶). راهکاری که برای حل این مشکل می‌توان ارائه داد آن است که موسسه مذکور هنگام تدوین وقف‌نامه با تامین مالی کنندگان به این نکته توجه نماید که اگر مرجع تقلید واقف، وقف پول (و در نتیجه اوراق وقف پول) را ناصحیح می‌داند، از انوع دیگر وقف، مثلا اوراق وقف گروهی استفاده نماید. علاوه بر این، همان طور که برخی محققین به خوبی نشان داده‌اند، می‌توان برای این دسته از واقفان از عقد صلح استفاده نمود (موسویان و نصرآبادی، ۱۳۸۸). بدین صورت که به جای استفاده از عقد وقف به منظور دریافت وجوه، عقد صلح ابتدایی بین دارنده وجوه نقدی و موسسه تامین مالی خرد

بسته می‌شود. البته تمامی شروط و ضوابطی که در وقف پول وجود داشت در اینجا نیز وجود خواهد داشت؛ مثلا موسسه در این عقد صلح، متعهّد می‌گردد که از وجوه دریافتی تنها به منظور ارائه تسهیلات مصرفی و تولیدی به فقرا استفاده نماید.

ب- چالش نظارت

یکی از چالش‌هایی که الگوی پیشنهادی (مشابه بانک‌های اسلامی) با آن مواجه است، مسئله نظارت است. در واقع اشکال آن است که یکی از ویژگی‌های تمامی الگوهای تامین مالی خرد، از جمله الگوی پیشنهادی در این تحقیق، مسئله نظارت است. در واقع موسسه تامین مالی خرد موظف است برای هر گروه ناظری تعیین کرده و این ناظر به طور دائم به اعضای گروه مشورت داده و بر فعالیت‌های گروه نیز نظارت نماید. در اینجا مسئله هزینه‌بر بودن نظارت به وجود می‌آید. نکته‌ای که در این رابطه قابل ذکر می‌باشد آن است که مسئله نظارت در تامین مالی خرد حداقل به دو دلیل کم هزینه‌تر از نظارت در بانک‌های اسلامی است. اولا، به دلیل استفاده از ایده فشار گروهی[1]، اعضای گروه، خود بر یکدیگر نظارت خواهند داشت تا وجوه دریافتی به درستی استفاده شده و بازپرداخت گردد؛ چرا که در غیر این صورت، سایر اعضا از دریافت تسهیلات در مرحله بعد محروم می‌شوند. ثانیا، با توجه به اینکه نظارت بر افراد منفرد نبوده و بلکه بر گروه می‌باشد، هزینه نظارت بر اساس اصل اقتصادی بازده به مقیاس[2] کمتر می‌باشد (مافی، ۱۳۸۷، ص ۲۲۰).

ج- چالش خرد بودن تسهیلات

چالش دیگری که الگوی پیشنهادی در این تحقیق می‌تواند با آن مواجه باشد آن است که موسسه تامین مالی خرد، بر اساس ویژگی‌های ذاتی که دارد، تسهیلات خرد به افراد ارائه می‌نماید. این بحث در مورد تسهیلات مصرفی که با استفاده از عقد قرض انجام می‌شود،

1. Group pressure
2. Return to scale

مشکلی ایجاد نمی‌کند؛ اما در رابطه با تسهیلات تولیدی که در الگوی پیشنهادی با استفاده از عقود مشارکتی انجام می‌شود، مشکلاتی ایجاد می‌کند. چرا که فعالیت‌های تولیدی (مثلا تاسیس یک کارخانه) معمولا نیاز به سرمایه اولیه زیادی دارند که این با ماهیت خرد بودن تسهیلات تولیدی که به اعضای گروه ارائه می‌شود، تعارض دارد. ایده‌ای که در ادبیات تامین مالی خرد برای حل این مشکل ارائه شده است، مسئله تجمیع[1] است. بدین معنی که موسسه تلاش می‌کند تا در صورت امکان گروه‌های مختلف را به یک مجموعه تبدیل کرده و تسهیلات را به گروه‌ها (و نه افراد) ارائه نماید. در این شرایط گروه‌های مختلف در یک مجموعه قرار گرفته و ضمانت یکدیگر را می‌نماید. انجام این کار موجب بالا رفتن حجم تسهیلات می‌گردد[2] (رحیمی، ۱۳۸۰، ص ۲۲).

د- چالش قانونی

بیان این چالش بدین صورت است که موسسه تامین مالی خرد وقفی لازم است در چارچوب قوانین موجود در کشور در حوزه تامین مالی خرد به فعالیت مشغول شود. اما بررسی دو آیین‌نامه‌ای که مرتبط با تامین مالی خرد می‌باشند یعنی «دستورالعمل اجرایی تاسیس، فعالیت و نظارت بر صندوق‌های قرض‌الحسنه» و «دستورالعمل تاسیس و فعالیت بانک‌های قرض‌الحسنه و نظارت بر آن‌ها»، نشان می‌دهد که گرچه در حوزه تجهیز منابع برای صندوق‌ها و بانک‌های قرض‌الحسنه، موقوفات به عنوان یکی از منابع تامین مالی شناخته شده است (و لذا از جهت تجهیز منابع الگوی پیشنهادی با خلا قانونی مواجه نیست)، اما در حوزه تخصیص منابع، امکان استفاده از عقود مبادله‌ای و مشارکتی فراهم نیست. از این رو موسسات تامین مالی خرد وقفی نمی‌توانند در چارچوب قوانین موجود

---

1. Aggregation

۲. البته لازم به ذکر است که ایده تجمیع وام‌های تولیدی تنها در مورد بخشی از فقرا قابلیت کاربرد دارد و نه تمامی آن‌ها. به عنوان نمونه موسسه، چند کشاورز که زمین‌های مشابهی دارند را در قالب یک گروه در نظر گرفته و به آن‌ها تسهیلات تولیدی به صورت گروهی ارائه می‌کند.

توسعه یابند. راهکاری که می‌توان برای حل این مشکل ارائه داد آن است که دولت همگام با بانک مرکزی، آیین‌نامه و دستورالعمل اجرایی تاسیس، فعالیت و نظارت بر موسسات تامین مالی خرد وقفی را نیز به تصویب برساند و یا اینکه قوانین موجود را به نحوی اصلاح کند که اجازه فعالیت به موسسات تامین مالی خرد وقفی را نیز بدهد.

۸- چالش تورم

یکی دیگر از چالش‌هایی که می‌تواند الگوی پیشنهادی را با مشکل مواجه سازد مسئله تورم است. چرا که بر اساس تعریف، موسسه مذکور بخشی از منابع خود را از طریق وقف پول تامین می‌کند؛ و در مباحث فقهی به این مطلب اشاره شد که در بهترین حالت، وقف پول تنها در صورتی می‌تواند صحیح باشد که مالیّت پول و یا قدرت خرید آن حفظ گردد. راهکاری که می‌توان برای حل این مشکل ارائه داد، نگه داشتن ذخیره‌ای به میزان نرخ تورم دوره گذشته، در هر دوره است. همچنین موسسه مذکور می‌تواند بخشی از منابع خود را به عنوان ذخایر نگه دارد[1] (حبیب، ۲۰۰۷، ص ۱۷).

۹- نتیجه‌گیری، توصیه‌های سیاستی و چشم‌انداز تحقیقات آینده

واقعیت آن است که نظام بانکداری اسلامی در ایران و در سطح جهان، بر حل مشکلات فقهی و اجرایی خود متمرکز شده و از اهداف اجتماعی، انسانی و اسلامی مانند عدالت، کاهش نابرابری‌های ناصحیح اجتماعی، و رفع فقر دور شده است. تجربه تأمین مالی خرد متعارف می‌تواند با انجام اصلاحات و تعدیلات مورد نیاز در نظام بانکداری اسلامی مورد استفاده قرار گرفته و به بانک‌های اسلامی در جهت انجام وظایف اجتماعی که دارند

---

۱. لازم به ذکر است در رابطه با وقف اعیان نیز مسئله جلوگیری از بین رفتن و یا کم ارزش شدن عین موقوفه وجود دارد. به نحوی که در چنین شرایطی لازم است بخشی و یا تمام درآمد حاصل از عین صرف نگه‌داری و یا تعمیر آن گردد.

کمک کند. در واقع تجربه تامین مالی خرد اسلامی می‌تواند به عنوان بعدی دیگر از اسلامی شدن نظام بانکداری در کشور مطرح باشد.

در این تحقیق الگوی بومی تامین مالی خرد، بر اساس نهاد وقف ارائه گردید. در واقع ضمن طرح الگوی پیشنهادی و تبیین روش‌های تجهیز منابع مالی برای موسسه (شامل وقف اموال منقول و غیرمنقول، وقف سهام، وقف پول و انتشار اوراق وقف) و همچنین بیان روش‌های تخصیص منابع (عقود مبادله‌ای، مشارکتی و قرض‌الحسنه)، امکان‌سنجی فقهی و ضرورت اقتصادی تشکیل چنین موسساتی در کشور مورد بحث قرار گرفت. علاوه بر این، مزیت‌ها و چالش‌های مورد انتظار از الگوی پیشنهادی نیز مورد توجه قرار گرفته و تلاش گردید با استفاده از ادبیات تامین مالی خرد، راه‌کارهایی به منظور به حداقل رساندن این مشکلات ارائه شود. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد نهاد وقف در اقتصاد اسلامی این ظرفیت فقهی-اقتصادی را دارد که به عنوان منبع درآمدی برای موسسه تامین مالی خرد در نظر گرفته شود. به نظر می‌رسد استفاده از الگوی پیشنهادی در این تحقیق، زمینه بازیابی جایگاه وقف در توسعه اقتصادی کشورهای اسلامی، از جمله ایران، را فراهم نماید. در واقع باعث می‌شود جایگاه رفیعی که نهاد وقف در تاریخ اسلام، کشورهای اسلامی و ایران داشت، تا حدودی احیاء گردد.

توصیه سیاستی این تحقیق که بر اساس تحلیل نظری انجام شده، آن است که نهادهای فعال در حوزه وقف و تامین مالی خرد در کشور، مانند سازمان اوقاف و امور خیریّه، سازمان اقتصاد اسلامی (که وظیفه مدیریت نظام قرض‌الحسنه در کشور را بر عهده دارد)، بانک مرکزی (که وظیفه نظارت بر تمامی موسسات فعال در بازار پول را بر عهده دارد) و کمیته امداد امام خمینی (ره) (که وظیفه رفع فقر و محرومیت در میان گروه‌های پائین درآمدی را بر عهده دارد)، در جهت اصلاح نظام وقف در کشور و تشکیل صندوق‌های تامین مالی خرد وقفی تلاش کنند. این تلاش‌ها می‌تواند یکی از ابعاد طرح تحول نظام بانکی باشد (که خود یکی از هفت محور مطرح شده در تحول اقتصادی است). علاوه بر

این، می‌توان به لحاظ قانونی و با اصلاح قوانین موجود، نظام قرض‌الحسنه را به نحوی بازطراحی کرد که صندوق‌های قرض‌الحسنه، بتوانند در صورت تمایل و رعایت برخی شروط مشخص، به موسسات تامین مالی خرد وقفی تبدیل شده و علاوه بر تسهیلات مصرفی به ارائه تسهیلات خرد تولیدی به صورت گروهی نیز اقدام کنند. در این زمینه پیشنهاد می‌شود ابتدا الگوی اجرایی، قانونی و آیین‌نامه تشکیل موسسات تامین مالی خرد وقفی و یا تبدیل موسسات قرض‌الحسنه به موسسات تامین مالی خرد وقفی ارائه شود، و پس از آن و با انجام اقدامات فرهنگی توسط رسانه‌های گروهی و همچنین در نظر گرفتن مشوّق‌های مالیاتی و غیره، زمینه‌های لازم برای تبدیل شدن اختیاری موسسات قرض‌الحسنه فعلی به موسسات تامین مالی خرد وقفی فراهم شود. لازم به ذکر است ضرورتی وجود ندارد که صندوق‌های قرض‌الحسنه‌ای که تازه به موسسات تامین مالی خرد تبدیل می‌شوند، بخش عمده‌ای از منابع خود را به تسهیلات تولیدی و تجاری اختصاص دهند؛ بلکه در کوتاه مدت می‌توانند تنها بخش کوچکی از منابع را به تسهیلات تولیدی و تجاری اختصاص دهند و اگر این تجربه موفق بود به تدریج این نسبت را افزایش دهند.

می‌توان مباحث مطرح شده در این تحقیق را در حوزه‌های مختلف توسعه داده و زمینه‌های کاربردی شدن هرچه بیشتر الگوی مطرح شده را فراهم کرد. به طور مشخص، تحقیقات آینده می‌توانند در جهت پاسخگویی به سوالات ذیل انجام شوند:

۱- آیا امکان‌سنجی فقهی-اقتصادی توسعه الگوی پیشنهادی و استفاده از سایر نهادهای اسلامی (علاوه بر وقف)، شامل قرض‌الحسنه، انفال، خمس، زکات و غیره به عنوان منابع دیگری برای موسسه تامین مالی خرد اسلامی وجود دارد؟

۲- انواع ریسک‌هایی که موسسه تامین مالی خرد وقفی با آن مواجه می‌باشد کدام است؟ الگوی مدیریت ریسک مناسب برای موسسه کدام است؟

۳- در الگوی پیشنهادی، انواع ذخیره‌هایی که لازم است موسسه به منظور مواجهه با چالش‌های احتمالی (به عنوان نمونه مسئله تورم) نگه دارد کدام است؟

۴- الگوی اجرایی بهینه برای تشکیل موسسات تامین مالی خرد وقفی کدام است؟ رابطه مناسب این نهاد با سازمان اقتصاد اسلامی، موسسات قرض‌الحسنه، بانک قرض‌الحسنه، بانک‌های اسلامی، سازمان اوقاف و بانک مرکزی کدام است؟

۵- الگوی بهینه در جهت تعیین متولّی و ناظر و تبیین نحوه رابطه این دو کدام است و چه ویژگی‌هایی باید داشته باشد؟

۶- الگوی نظارتی بهینه برای فعالیت موسسه تامین مالی خرد وقفی کدام است و وظیفه چه سازمان‌هایی می‌باشد؟

۷- الگوی بهینه استفاده از موقوفات سنتی (که با هدف رفع فقر وقف شده‌اند) در موسسه تامین مالی خرد وقفی کدام است؟ چگونه می‌توان از ساختار موسسه در جهت هدایت موقوفات جدید استفاده کرد؟

۸- فرآیند و الگوی بهینه ابدال و استبدال (که در فقه وقف مطرح می‌شود) برای موسسه تامین مالی خرد وقفی کدام است و چه ویژگی‌هایی دارد؟

۹- دلایل معتقدان به نقش منفی نهاد وقف در توسعه اقتصادی کشورهای اسلامی (به عنوان نمونه تیمور کوران[1]) کدام است؟ چگونه می‌توان به این انتقادها پاسخ داد؟

---

1. TimurKuran

منابع :

1- Al-Jarhi, M. (2002) "Islamic Finance: An Efficient and Equitable Option", Jeddah, Islamic Research and Training Institute, Islamic Development Bank.
2- Bakhtiari, S. (2002) "Waqf and Its Role in Socioeconomic Development", The Journal of Waqf, 40, pp. 26-54.
3- Chapra, M.U. (1985) "Towards a Just Monetory System, The Islamic Foundation, Leicester.
4- Chowdhury, F. (1999) "Let Grassroots Speak: People's Participation, Self Help Groups and NGOs in Bangladesh", Dhaka: University Press Limited.
5- Dadgar, Y. and Saadatfar, J. (2007) "The Possibility of Cash Waqf", Journal of Economic Research, 1, pp.16-28.
6- Eivazlou, H. and Meisami, H. (2009) "Stability and Efficiency of Islamic Banking System in Comparison with Conventional Banking", Islamic Economics Journal, 31, pp. 75-68.
7- Eshkevari, S.M. (1998) "Moqufat of Imam Ali (pbuh)", The Journal of Waqf, 8, pp. 65-84.
8- Farzaneh, M. (2008) "Micro Finance: the Experience, Implications and Strategies", Tehran, Strategic Research Academy.
9- Ghashghaee, M.H. (2006) "The Iranian Civil Law", Tehran, Mozakereh Publication.
10- Habib, A. (2002) "Financing Microenterprises: An Analytical Study of Islamic Microfinance Institutions", Islamic Economic Studies, 9(2), pp. 27–62.
11- Habib, A. (2011) "Waqf-Based Microfinance: Realizing The Social Role of Islamic banking", Paper presented in the International Seminar on integrating Awqaf in the Islamic Financial Sector, Singapore, pp. 14-26.
12- Hassan, K. and Alamgir, D. (2002) "Microfinancial Services and Poverty Alleviation in Bangladesh: A Comparative Analysis of Secular and Islamic NGOs", in Islamic Economic Institutions and the Elimination of Poverty, Ed. Munawar Iqbal, pp.113-186. Leicester: The Islamic Foundation.

13- Hassan, K. and Ashraf, A. (2010) "An Integrated Poverty Alleviation Model; Combining Zakat, Awqaf and Micro-Finance", Paper presented at the Seventh International Conference – The Tawhidi Epistemology: Zakat and Waqf Economy, Bangi.
14- Kahf, M. (2006) "Role of Zakat and Awqaf in Reducing Poverty: a Case for Zakat-Awqaf-Based Institutional Setting of Micro-finance", Paper for the Conference on Poverty Reduction in the Muslim Countries.
15- Kaleem, A. and Ahmed, S. (2009) "The Quran and Poverty Alleviation: A Theoretical Model for Charity-Based Islamic Microfinance Institutions", Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly, 9, pp. 4-15.
16- Karanshawy, H. (2007) "Finance Plus: A Model for the Activation of Microfinance and Medium Finance", Paper presented at the 1st International Conference on Inclusive Islamic Financial Sector Development, University Brunei Darussalam.
17- Khan, M.F. (1997) "Social Dimensions of Islamic Banks in Theory and Practice", Islamic Research and Training Institute, Islamic Development Bank.
18- Khomeini, S.R. (1982) "Tahrirolvasileh", Beirut, Darolanvar.
19- Koleini, Y. (1984) "OsouleKafee", Qum, Maktab-al-Eslamieh Publications.
20- Majlessi, M.B. (1986) "Baharal-anvar", Qum, Ahlalbeit Institute.
21- Mannan, M.A. (2007) "Alternative Micro-Credit Models in Bangladesh: A Comparative Analysis between Grameen Bank and Social Investment Bank Limited: Myths and Realities", Paper presented at the 1st International Conference on Inclusive Islamic Financial Sector Development, University Brunei Darussalam.
22- Mesbahi Moghadam, G.R. and Shokri, S. (2007) "The Stock Waqf from an Islamic Point of View", Payame Modiriat Journal, 21, pp. 89-109.
23- Mesbahi Moghadam, G.R. Sayah, S. and Naderi, M.M. (2009) "The Possibility of the Money and Stock Waqf", Jostarhaye Eghtesadi Journal, 12, pp.56-78.

24- Mohagheghe Helli, H. (1974) "Sharaeeoleslam", Tehran, Esteghlal Publication.
25- Najafi, M.H. (1968) "Javaher-al-Kalaam", Tehran, Dar-al-Kotob-al-Eslami Publication.
26- Mousavian, S.A. (2004) "A Plan for Organizing Gardolhasan Institute in Iran", Islamic Economics Journal, 16, pp. 78-99.
27- Mousavian, S.A. (2004) "Islamic Banking", Tehran, Monetary and Banking Academy.
28- Mousavian, S.A (2007) "Islamic Financial Institution", Qum, Farhang Va Andisheh Eslami Research Institute.
29- Mousavian, S.A (2009) "Waqf Sukuk: a New Way to Finance Charity Plans", Islamic Economics Journal, 3, pp. 112-130.
30- Nuruzzaman, M. (1997) "Bangladesh in the Web of Creeping Colonialism of NGOs". Dhaka: The Center for Bangladesh Studies.
31- Rahimi, A. (2001) "The Characteristics of Islamic Micro Finance", paper presented at the microfinance conference, the Iranian Agricultural Ministry.
32- Saati, Y. (1995) "Waqf and the Structure of Islamic Libraries", Mashad, Research Department of the Astane Ghods.
33- Sadeq, A.M. (2007) "Microfinance Poverty Alleviation and Economic Development: Theory and Practice", Paper presented at the 1st International Conference on Inclusive Islamic Financial Sector Development, University Brunei Darussalam.
34- Sedighi, M. (2001) "Riba, Bank Interest and the Rationale of Its Prohibition", Tehran, Imam Sadiq University.
35- Maki, M. (1982) "Alloma Aldameshgiyah", Qum, Darolfekr.
36- Sorush, A. (2003) "Using Islamic Securities to Finance Waqf", paper presented at the Waqf and Islamic civilization conference.
37- Suri, H. (2004) "The Analysis of the Iranian Moqufat: The Case of Tehran", Ph.D. Thesis, Imam Sadiq University.
38- Toghyani, M. (2006) "Microfinance in Iran and the Ways to Expand It", M.A. Thesis, Imam Sadiq University.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال دوم، شماره پنجم، زمستان ۱۳۹۰

شناسایی حباب قیمت مسکن در تهران در خلال سالهای ۱۳۸۷-۱۳۷۱؛ (با استفاده از مدل پوتربا و تئوری Q توبین)

دکتر جهانگیر بیابانی*، تقوا خسروی**

دریافت:۱۳۹۰/۷/۱ پذیرش:۱۳۹۰/۸/۳۰

چکیده

در این مطالعه نگارنده بر آن است تا با دو رویکرد اقتصادسنجی و گرافیکی به بررسی وجود یا عدم وجود حباب قیمت مسکن در تهران برای دوره‌ی ۱۳۸۷:۴-۱۳۷۱:۱ بپردازد. برای این امر مدل پوتربا با تئوری Q توبین ترکیب شده تا ابزار آکادمیک مناسبی برای تحلیل آثار کوتاه مدت و بلندمدت شوک‌های عرضه و تقاضا بر قیمت و همچنین انحراف از ارزش بنیادی مسکن فراهم گردد. در رویکرد اقتصادسنجی، با استفاده از متغیرهای موجود در مدل پوتربا به عنوان عوامل مؤثر بر تقاضای مسکن و شاخص Q توبین به عنوان معیار تأثیرگذار بر عرضه‌ی مسکن، قیمت بنیادی مسکن به کمک الگوی ARDL تخمین زده شده و پسماند مدل به عنوان مؤلفه‌ی حبابی در نظر گرفته شده است. در رویکرد گرافیکی از روش دیگر شناسایی حباب یعنی انحراف از میانگین بلندمدت برخی شاخص‌ها همچون قیمت به هزینه ساخت، قیمت به اجاره، قیمت به درآمد و قیمت به متغیر جمعیتی، بهره‌گیری شده و نمودار نسبت‌های مذکور ترسیم شده است. عمدتاً در هر دو روش، وجود حباب در سال ۱۳۸۶ در بازار مسکن تهران تایید شده است. همچنین یافته های مدل ARDL حاکی از آن است که نرخ تورم، نسبت Q توبین، اجاره‌ی واقعی، تعداد خانوار و موجودی مسکن همگی از عوامل مهم تعیین کننده‌ی قیمت بنیادی مسکن در تهران بوده و این متغیرها با ۹۵٪ اطمینان به سمت تعادل بلندمدت گرایش دارند.

کلمات کلیدی: قیمت بنیادی مسکن، حباب قیمت مسکن، مدل پوتربا، تئوری Q توبین، الگوی ARDL.

طبقه‌بندی JEL: C01، E3، R31، R21 .

---

* استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور Email: Jbiabani2000@yahoo.com

**کارشناس ارشد مهندسی مالی، نویسنده مسئول Email: Taghva_khosravi@yahoo.com

۱- مقدمه

تصمیم گیری در خصوص چگونگی سرمایه‌گذاری وجوه حاصل از درآمد، همواره یکی از چالش‌های مهم پیشِ روی همه‌ی اشخاص حقیقی و حقوقی در حوزه های مالی- اقتصادی است. در مقایسه با بازار املاک و مستغلات، سرمایه گذاری در برخی از اقلام دارایی‌ها نظیر سهام و سایر اوراق بهادار، نیازمند برخورداری از مهارت‌های علمی و تجربی خاص به منظور توانایی در تجزیه و تحلیل شرایط موجود و سنجش تناسب ریسک و بازده دارایی می‌باشد. از این منظر، می‌توان از مسکن به عنوان یک دارایی با خاصیت دوگانه‌ی مصرفی- سرمایه ای یاد کرد که به دلیل تأمین یکی از نیازهای اساسی انسان از این امر مستثنی است و شاید همه‌ی قشرهای جامعه به نوعی در یکی از مراحل عمر خود با تصمیم‌گیری در مورد خرید، فروش و یا سایر اشکال مالکیت آن روبرو شوند.

از سوی دیگر به دلیل شرایط اقتصادی و فرهنگی حاکم بر ایران، بُعد سرمایه ای بودن مسکن از مصرفی بودن آن پیشی گرفته و به دلیل بازده بالا در مقابل ریسک نسبتاً پایین آن در مقایسه با سایر دارایی‌ها، یکی از گزینه‌های جذاب برای سرمایه‌گذاری و تعدیل ریسک پرتفوی به شمار می‌رود.

به علاوه، مسکن به لحاظ برخورداری از سهم قابل توجه در عرصه های گوناگون اقتصادی، موضوعی است که توجه به آن در تصمیم سازی‌های سیاستگزاران نقش به سزایی دارد. از جمله این که مسکن حدود ۴۰-۲۰ درصد از تشکیل سرمایه ثابت کشور؛ ۳۰ درصد از کل هزینه خانوارها؛ ۱۲.۸ درصد از ایجاد اشتغال؛ ۳۰-۲۰ درصد از کل نقدینگی و ۲۴-۲۱ درصد از کل تسهیلات بانکی کشور را به خود اختصاص می‌دهد (باستانی و دیگران، ۱۳۸۷).

همچنین سهم ارزش افزوده ساختمان و مسکن از تولید ناخالص داخلی (GDP) در دو

مرحله‌ی تولید و بهره برداری[1] نیز در بازه‌ی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۶۹، به طور متوسط معادل ۱۶.۵٪ بوده که در مقایسه با سایر فعالیت‌های اقتصادی بالاترین سهم را دارد. بدین ترتیب با توجه به سهم ارزش افزوده‌ی بخش ساختمان و مسکن، ایجاد حباب قیمت مسکن در سطح اقتصاد کلان می‌تواند منجر به ایجاد رکود و کسادی در کل اقتصاد شود. علاوه بر این مردم از آثار روانی این موضوع نیز آسیب دیده و اعتماد خود را به سیستم اقتصادی از دست می‌دهند و عدم امنیت ناشی از ریاضت اقتصادی منجر به شکل گیری اعتراضات و آشوب‌های مردمی می‌گردد؛ که حتی در برخی موارد این آشوب‌ها به عرصه‌های سیاسی و حتی تغییر ماهیت یک کشور می‌انجامد. همان طور که در روسیه منجر به تسلیم کمونیسم و در آلمان منجر به تسلیم سوسیالیسم ملی شد.

بنابراین یافتن شیوه‌های علمی که امکان رصد تغییرات این بازار را به طور مستمر و در بازه‌های زمانی کوتاه مدت و بلندمدت برای ما فراهم آورد، از اهمیت به سزایی برخوردار است. به خصوص این که ماهیت نوسانی و وجود روندهای حبابی از ویژگی‌های کلیدی اقتصاد مسکن ایران به شمار می‌رود.

صاحب نظران، در یک تقسیم بندی حباب‌ها را به دو نوع تصادفی[2] و قطعی[3] تقسیم می‌کنند که نوع تصادفی آن در مطالعات بلنچارد و واتسون[4] (۱۹۸۲) دیده می‌شود. در تقسیم بندی دیگری که به «حباب سفته بازی» شهرت دارد، حباب‌ها را به صورت انحراف از ارزش پایه ای دارایی تعریف می‌کنند. در این طبقه بندی پنج نوع حباب شناسایی شده است که عبارتند از:

---

۱. واحدهای مسکونی در گروه خدمات (زیر بخش خدمات مستغلات و خدمات حرفه ای و تخصصی) نیز معادل مبلغ اجاره ی واقعی و برآوردی، در مناطق شهری و روستایی، ارزش افزوده ایجاد می کنند.

2. Stochastic
3. Deterministic
4. Blanchard & Watson (1982)

حباب‌های عقلایی[1]، حباب‌های تقریباً عقلایی[2]، حباب‌های ذاتی[3]، حباب‌های زودگذر (غیر عقلایی[4]) و حباب‌های اطلاعاتی[5].

عموماً برای تشخیص وجود حباب سفته بازی قیمت مسکن دو روشِ تفاضل قیمت بازاری از قیمت بنیادی مسکن و انحراف از میانگین بلندمدت برخی نسبت‌ها همچون نسبت قیمت به هزینه ساخت (P/CC)، قیمت به اجاره (P/R)، قیمت به درآمد (P/Y) و قیمت به متغیر جمعیتی (P/DM) مرسوم می‌باشد. در روش اول؛ قیمت بنیادی مسکن برآورد شده و جزء غیر بنیادی (پسماند) به عنوان مؤلفه‌ی حبابی استخراج می‌شود. در مطالعات انجام شده در این حوزه عمدتاً برآورد قیمت بنیادی مسکن از دو طریق صورت گرفته است؛ مدل‌های رگرسیونی چند متغیره نظیر OLS، VAR و ARDL و یا مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای نظیر CAPM[6] که قیمت مسکن را معادل ارزش فعلی جریانات آتی آن تعریف می‌کنند. لیکن نتایج آزمون‌های آماری ریشه واحد، برون زایی و همجمعی حاکی از آن بود که با توجه به ویژگی‌های آماری متغیرهای این مطالعه، روش ARDL مناسب‌ترین گزینه برای دستیابی به برآورد کاملاً سازگار، غیر کاذب و با بالاترین ضریب اطمینان از مدل می‌باشد. ضمن این که دستیابی به اهداف این مطالعه که همانا استخراج پسماند می‌باشد تنها از طریق این مدل امکان‌پذیر خواهد بود. در این مطالعه از روش انحراف از میانگین بلندمدت شاخص‌های یاد شده نیز به عنوان ابزار مکمل و معیار تشخیص درستی نتایج مدل اول بهره گیری شده است.

---

1. Rational
2. Near Rational
3. Intrinsic
4. Fad
5. Informational
6.Capital Asset Pricing Model

۲. پیشینه‌ی تحقیق

۲-۱. مطالعات خارجی حباب قیمت مسکن

▪ **چان، لی و وو**[1] **(۲۰۰۱)**؛ در یک مطالعه‌ی تجربی تحت عنوان «کشف حباب عقلایی املاک مسکونی هنگ کنگ» با استفاده از آزمون جریان، به کشف و بررسی وجود مجموع خطای تصریح[2] و حباب‌های عقلائی در بازار مسکن هنگ کنگ می‌پردازند. در این مطالعه، قیمت مسکن به سه جزء قیمت پایه ای، حباب‌های عقلایی و خطای تشخیص نادرست تجزیه شده و قیمت پایه ای از طریق مجموع ارزش فعلی درآمد اجاره ای مورد انتظار که در نرخ بازدهی ثابت تنزیل شده است، محاسبه می‌شود. جزء حبابی نیز به صورت فرآیند تصادفی در نظر گرفته شده است. پس از انجام این دو آزمون، آنان نشان می‌دهند که قیمت مسکن دارای این دو جزء است و سپس مقدارهای این دو جزء را از قیمت جدا می‌کنند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که در شهر هنگ کنگ از سال ۱۹۸۵ حباب در حال رشد وجود داشته که در طول سال‌های ۹۲-۱۹۹۱ حباب فرو می‌پاشد و ۲۰٪ قیمت مسکن کاهش می‌یابد. سپس در طول یک سال، بار دیگر قیمت ۴۰٪ رشد کرده و سپس در طول یک سال بعدی ۵۰٪ فرو می‌ریزد و دوباره در سال‌های ۹۷- ۱۹۹۵ به نقطه‌ی اوج می‌رسد.

▪ **هو و یو**[3] **(۲۰۰۶)**؛ در مقاله‌ی «قیمت مسکن در هنگ کنگ، پکن و شانگهای» به بررسی وجود حباب قیمت مسکن در پکن و شانگهای طی دوره ۲۰۰۳-۱۹۹۰ می‌پردازند. این مقاله، چارچوب کلی مدل را از طریق بهره گیری از روش‌های استاندارد اقتصادسنجی ارائه می‌دهد. این آزمون‌ها شامل آزمون‌های علیت گرنجر[4]، تجزیه و تحلیل‌های تعمیم

---

1. Chan, H. L. ; Lee, S. K. and Woo, K. Y. (2001)
2. Misspecification Error
3. Hui, E.C.M & Yue, S.(2006)
4. Granger Causality Tests

یافته تابع عکس‌العمل تکانه[1] و فرم خلاصه شده از عوامل تعیین کننده‌ی قیمت مسکن است. یافته‌ها نشان می‌دهد که در سال ۲۰۰۳، حباب قیمت مسکن در شانگهای وجود داشته است که در حدود ۲۲ درصد از قیمت مسکن را تحت تأثیر قرار داده است. این در حالی است که در همان سال در پکن علائمی از وجود حباب مشاهده نمی‌شد.

- **اسچکر**[2] **(۲۰۰۷)**؛ در پژوهشی به بررسی وجود حباب قیمت مسکن در شهر هامبولد آمریکا می‌پردازد. در این بررسی از روش نسبت قیمت به اجاره (P/E) برای تشخیص حباب در دوره ۲۰۰۴- ۱۹۸۹ استفاده می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که در خلال سه سال از ژانویه ۲۰۰۲ تا دسامبر ۲۰۰۴ متوسط رشد قیمت مسکن ۷۲ درصد معادل ۱۱۳.۷۵۰ دلار افزایش یافته است که در این میان بیشترین سرعت رشد مربوط به سال ۲۰۰۴ می‌باشد. در سال‌های ۲۰۰۳ و ۲۰۰۴ نسبت P/E سه واحد افزایش یافته در حالی که این نسبت از ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۲ هرگز بیش از یک واحد کاهش یا افزایش نداشته است. از این مسئله می‌توان نتیجه گرفت که حباب قیمت در بازار مسکن هامبولد وجود دارد.
- **زبیب**[3] **(۲۰۰۶)**؛ در مطالعه‌ی «حباب قیمت مسکن در سوئد» به بررسی و پاسخ گویی به این سؤال می‌پردازد که آیا قیمت موجود در بازار مسکن سوئد را حباب تشکیل داده است یا خیر. در این مطالعه، با استفاده از شاخص‌های مقایسه ای، سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۸۴ مورد بررسی قرار گرفته است. با این شاخص‌ها، شامل شاخص قیمت مسکن به اجاره و نسبت درآمد به اجاره، تغییر در روند حرکت قیمت مسکن و همچنین تغییر در متغیرهای دموگرافیکی مورد مقایسه قرار می‌گیرد. علاوه بر این‌ها، عوامل بنیادی دیگری مانند نرخ سود، بدهی‌ها و دوره‌ی برگشت مالی مسکن مورد بحث قرار می‌گیرد. نتایج نشان می‌دهد که در بازار مسکن سوئد حباب وجود نداشته است.

---

1. Generalized Impulse Response Analysis
2. Eschker, E. (2007)
3. Zbib, Z. (2006)

▪ **سوئرنسن**[1] **(۲۰۰۶)**؛ در مطالعه ای تحت عنوان «پویایی‌های قیمت مسکن؛ برگرفته از شواهد بین‌المللی» به دنبال بررسی علل افزایش جهانی و جنبش‌های کوتاه مدت قیمت مسکن می‌باشد. وی بازار مسکن چهار کشور آمریکا، انگلیس، نروژ و هلند را از زمان تولید داده‌ها در هر کشور تا سال ۲۰۰۴، مورد بررسی قرار داده است. برای این امر ابتدا ترکیبی از مدل پوتربا و Q توبین را به عنوان مبنای تئوریک مدل انتخاب کرده و سپس با استفاده از مدل ARDL به تخمین قیمت بنیادی مسکن پرداخته و پسماند مدل را به عنوان حباب در نظر گرفته است. در این مطالعه متغیرهای بنیادی توضیح دهنده‌ی قیمت مسکن که از مدل پوتربا و توبین استخراج شده و در مدل وارد شده‌اند عبارتند از؛ درآمد، هزینه ساخت، اجاره و متغیرهای جمعیتی (جمعیت بین ۱۵ تا ۳۵ سال به عنوان تقریبی از جمعیت خریداران مرتبه اول مسکن). در مرحله‌ی بعد، وی برای مشاهده‌ی تأثیر قیمت دوره‌ی قبل در روند حبابی و ریسک ترکیدن حباب، متغیر قیمت اسمی مسکن با یک وقفه را در مدل ECM لحاظ کرده و متغیرهای مربوطه را در قالب یک معادله‌ی رگرسیونی دیگر مورد بررسی قرار می‌دهد. از آن جا که جامعه‌ی آماری مورد مطالعه، شامل بازار مسکن چهار کشور می‌باشد نتایج متفاوتی برای هر کشور گزارش شده که این نتایج به تفکیک در پیوست «ج» قابل مشاهده می‌باشد. لیکن به عنوان یک نتیجه کلی اذعان می‌دارد که درآمد سرانه، اجاره و هزینه ساخت از مهم‌ترین متغیرهای موثر بر قیمت بلندمدت در کلیه‌ی بازارهای مسکن می‌باشد که ترکیب مدل پوتربا- توبین از آن حمایت می‌کند.

۲-۲. مطالعات داخلی حباب قیمت مسکن

در ایران نیز، مطالعاتی در خصوص حباب قیمت مسکن انجام شده است که در ادامه به اختصار توضیح داده می‌شود.

---

1. Soerensen, J. K. (2006)

- **عاشری (۱۳۸۸)**؛ در مطالعه ای حباب قیمت مسکن در شهر تهران را مورد بررسی قرار داده است. در این مطالعه با استفاده از داده های قیمت مسکن در شهر تهران طی دوره ۱۳۸۵:۴-۱۳۷۰:۱ مدل‌های ARDL تخمین زده شده و اجزای پسماند معادله‌ی قیمت به عنوان حباب در نظر گرفته شده است. در مدل اول قیمت مسکن تابع شاخص سهام، نرخ ارز، تورم و نقدینگی می‌باشد. در مدل دوم؛ یکی دیگر از رویکردهای تشخیص حباب به کار گرفته شده است. در این رویکرد، قیمت مسکن به عنوان متغیر وابسته و حباب به عنوان متغیر مستقل وارد مدل می‌شود. اگر متغیر حباب معنادار باشد نشان از وجود حباب دارد. به این ترتیب در مدل دوم اثر حباب بر قیمت مسکن به روش VAR بررسی شده است. هر دو مدل شکل گیری حباب در سال ۱۳۸۵ را تأیید نموده و نشان می‌دهد که حباب از عوامل مهم تعیین کننده‌ی قیمت مسکن در تهران می‌باشد.
- **یزدانی (۱۳۸۸)**؛ با استفاده از مدل رگرسیون جابجایی رژیم در تعریف حباب، این فرض که افزایش و کاهش یکباره قیمت مسکن در تهران بنیادی نیست و حباب گونه است را طی دوره ۱۳۸۶:۴-۱۳۷۱:۱ مورد آزمون قرار می‌دهد. در این مطالعه برای انجام این آزمون، ابتدا قیمت مسکن به دو جزء بنیادی و غیر بنیادی تفکیک شده و جزء بنیادی از طریق مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه ای (CAPM) برآورد شده و پسماند مدل به عنوان مؤلفه‌ی حبابی قیمت در نظر گرفته شده است. در مرحله‌ی بعد این مؤلفه مورد آزمون قرار گرفته که آیا بازدهی دارایی مسکن در تهران از مؤلفه‌ی حبابی قیمت پیروی می‌کند یا خیر. در صورت تأیید فرضیه، می‌توان گفت حباب قیمتی در بازار وجود دارد. نتایج آزمون محقق حاکی از آن است که وجود حباب در قیمت مسکن تهران با اطمینان بالایی (۹۵٪) پذیرفته نمی‌شود و می‌توان گفت افزایش قیمت مسکن در تهران معمولاً پس از قرار گرفتن در مرز تشکیل حباب فروکش کرده و در سیر نزولی قرار گرفته است.
- **قلی زاده (۱۳۸۸)**؛ در پژوهشی تحت عنوان «حباب قیمت مسکن و عوامل تعیین کننده آن در ایران» با سه روش به شناسایی حباب قیمت در بازه‌ی ۱۳۸۶:۴-۱۳۷۰:۱

پرداخته و عوامل موثر بر آن را بررسی می‌کند. در روش اول؛ قیمت مسکن با استفاده از داده های نرخ سود واقعی، نقدینگی واقعی، هزینه واقعی ساخت و مساحت ساختمان‌های شروع شده و به روش ARDL برآورد شده و پسماند آن به عنوان حباب در نظر گرفته شده است. از نتایج این روش صرفاً جهت برآورد سهم اجزای بنیادی و غیر بنیادی (حباب) در قیمت مسکن در دوره‌ی تشکیل و فروپاشی حباب استفاده شده است. در روش دیگر با استفاده از دو شاخص نسبت قیمت به اجاره (P/R) و انحراف معیار متحرک قیمت مسکن (SD) به عنوان شاخص‌هایی که انحراف از میانگین بلندمدت آن‌ها بازگو کننده‌ی حباب می‌باشد به بررسی عوامل مؤثر بر حباب می‌پردازد. برای این منظور حباب‌های حاصله از دو روش P/R و SD به طور جداگانه به عنوان متغیر وابسته وارد مدل شده و اثر متغیرهای کلان اقتصادی (متغیرهای مستقل) بر حباب بار دیگر با استفاده از روش ARDL بررسی شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که عموماً حباب موضوعی کوتاه مدت است و در بلندمدت، جزء بنیادی، تعیین کننده‌ی قیمت مسکن است، نه حباب. همچنین نرخ سود، حجم نقدینگی و قیمت دارایی‌ها عموماً از عوامل اصلی تعیین کننده‌ی حباب قیمت مسکن در نقاط شهری کشور بوده است و عوامل دیگر نیز با اهمیت کم‌تری در شکل گیری حباب نقش داشته‌اند.

در جدول پیوست«ج»، جزئیات نتایج آماری سه مطالعه‌ی قلی زاده (۱۳۸۸)، عاشری (۱۳۸۸) و سوئرنسن (۲۰۰۶) و مطالعه حاضر گزارش شده است.

۳. تصریح مدل تحقیق

در این بخش با استفاده از سه رویکرد تئوریک، گرافیکی و اقتصادسنجی به بحث و بررسی در مورد مدل می‌پردازیم. ابتدا با استفاده از یافته های جیمز پوتربا[1] (۱۹۸۴) در حوزه‌ی هزینه‌ی استفاده از مسکن و جیمز توبین[2] (۱۹۶۹) در حوزه‌ی شاخص جذابیت سرمایه

1. Poterba, J.M. (1984)
2. Tobin, J. (1969)

گذاری، به تبیین مدلی جهت استخراج متغیرهای بنیادی توضیح دهنده‌ی قیمت مسکن در بلند مدت می‌پردازیم؛ سپس برای دستیابی به بینش شهودی نسبت به مسئله و مشاهده‌ی چگونگی واکنشِ قیمت مسکن نسبت به تغییر هر یک از متغیرهای بنیادی استخراج شده از مدل پوتربا- توبین، بخش بعدی را با عنوان رویکرد گرافیکی به مدل، با ترسیم نموداریِ برخی نسبت‌ها که در ادامه معرفی شده است، پی خواهیم گرفت و سرانجام در بخش انتهایی با بیان رویکرد اقتصادسنجی، به توضیح مدل و سازوکار آن خواهیم پرداخت.

۱-۳. رویکرد تئوریک به مدل

افراد مقیم در مسکنِ تحت مالکیت خود که در اصطلاح موضع آن‌ها «مالک- مقیم» یا «مالک- نشین» اطلاق می‌شود، همواره ناگزیر از ارزیابی و در نهایت ایجاد برابری و تعادل بین هزینه نهایی و منفعت نهایی حاصل از خدمات مسکن می‌باشند، چرا که در صورت پیشی گرفتن هر یک از این دو جزء بر دیگری، نیروهای تعدیل کننده دوباره فشار خود را برای برقراری مجدد تعادل اعمال خواهند کرد. بدین معنا که مالک یک واحد مسکونی تا زمانی که ارزش نهایی خدمات آن واحد برابر هزینه های آن شود، موضع مالکیت خود را حفظ نموده و در غیر این صورت ممکن است سایر اشکال مالکیت مسکن همانند اجاره و غیره را برگزینند.

همان طور که قبلاً نیز اشاره شد؛ مسکن کالایی دوگانه با ابعاد مصرفی و سرمایه ای است؛ لیکن پوتربا با تمرکز بر بُعد مصرفی مسکن که تابع هزینه‌ی استفاده[1] از مسکن می‌باشد، مدل خود را پایه گذاری نموده است. در این رویکرد، مصرف کننده بر اساس تابع هزینه استفاده قادر به حداکثر سازی مطلوبیت مورد انتظار خود از مصرف مسکن (H) و سایر کالاها (C) خواهد شد. در ادامه کاربرد هزینه استفاده مسکن در مدل پوتربا تشریح می گردد.

1. User Cost

لازم به ذکر است که در این رویکرد، هزینه استفاده از مسکن به صورت هزینه خدمات[1] ناشی از نگهداری یک واحد مسکونی که طی یک دوره به مالک تحمیل می‌شود، تعریف می‌گردد.

۱-۱-۳. ساختار تئوریک مدل پوتربا

در این جا از رابطه ای که پوتربا تحت فروض معینی، صرفاً برای هزینه‌ی استفاده از بنای ساختمان (نه بنا و زمین توأمان) و از منظر مالک- مقیم (نه مستأجر) ترتیب داده است، استفاده خواهیم کرد.

این فروض عبارتند از این که؛

۱- کلیه‌ی بناهای ساختمانی با نرخ ثابتِ δ مستهلک می‌شوند؛

۲- هزینه های تعمیر و نگهداری مورد نیاز(κ)، برابر با کسری از ارزش جاری مسکن است؛

۳- بناهای ساختمانی، مشمول مالیات بر دارایی (املاک و مستغلات) معادل نرخ μ می‌باشند؛

۴- برای همه افراد نرخ نهایی مالیات بر درآمد برابر θ است؛

۵- نرخ وام دهی و وام گیری برای همه‌ی مقادیر، معادل نرخ سود اسمی (i) می‌باشد[2].

بنابراین با توجه به فروض فوق، رابطه‌ی ریاضی هزینه استفاده برای یک دوره به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$UC_t = P_t(\delta + \kappa + (1-\theta)(i+\mu) - \pi_t^H) \qquad (۳-۱)$$

با بسط رابطه‌ی (۳-۱) رابطه‌ی (۳-۲) حاصل خواهد شد، این رابطه به شکل گویاتری تأثیر

---

1. Service Cost

۲. اگر هزینه فرصت سرمایه گذاری (نرخ وام دهی) i_o متفاوت از هزینه ی وام گیری (استقراض) i_β باشد در آن صورت نسبت وام به ارزش (L) در خرید مسکن با مشکل مواجه می شود و هزینه استفاده برابر خواهد بود با:

$$UC_t' = \left(\delta + \kappa + (1-\theta)\left[Li_\beta + (1-L)i_o + \mu\right] - \pi_t^H\right)$$

هر جزء را بر هزینه‌ی استفاده بازگو خواهد کرد.

$$UC_t = P_t(\delta + \kappa + i + \mu - \theta i - \theta\mu - \pi_t^H) \qquad (۳-۲)$$

که در این رابطه؛

UC_t، نرخ هزینه استفاده از مسکن در دوره t؛ P_t، متوسط ارزش بازاری مسکن؛ δ، نرخ استهلاک پس از کسر مالیات؛ κ، نرخ هزینه تعمیر و نگهداری؛ i، نرخ سود تسهیلات مسکن[1]؛ μ، نرخ هزینه فرصت دارایی مسکن؛ θ، نرخ مالیات بر درآمد و π_t^H، نرخ عایدی اسمی سرمایه می باشد.

گفتنی است از آنجا که در واقعیت در اغلب کشورها، هزینه‌ی فرصت و وام رهنی، معاف از مالیات بوده و هیچ گونه مالیاتی بابت اخذ تسهیلات از سوی دولت دریافت نمی‌شود، لذا فرض می‌شود که معادل مبلغ مالیاتی آن‌ها برای مالک ذخیره و به عایدی وی اضافه شده است. بنابراین معافیت‌های مالیاتی اثر کاهنده بر هزینه‌ی استفاده از مسکن دارند. در قدم بعد به منظور همگن سازی رابطه‌ی اخیر، متوسط ارزش بازاری مسکن (P_t) را می‌توان برابر یک فرض کرد. (P_t=۱)

$$UC_t = \delta + \kappa + (1 - \theta)(i + \mu) - \pi_t^H \qquad (۳-۳)$$

اگر هزینه‌ی خدمات یک دوره نگهداری یک واحد مسکونی را کسری (w) از قیمت واقعی آن در زمان t (q_t) فرض کنیم، در این صورت برقراری تعادل میان منفعت نهایی $\left(R\left(H_t, y_t, dm_t\right)\right)$ و هزینه‌ی نهایی (wq_t) خدمات مسکن از سوی مالکان را می‌توان به صورت زیر نمایش داد[2]:

---

1. Mortgage Interest Payments

۲. در سراسر این بحث ریسک و عدم اطمینان هیچ نقشی در تعیین تعادل بازار دارایی ایفا نمی کند و یک مدل کامل تر می تواند اهمیت ملاحظات پرتفوی را در تصمیمات خرید مسکن منعکس نماید.

$$(w = UC_t) \qquad (۳-۴)$$

$$R\left(H_t, y_t, dm_t\right) = wq_t$$

که در این رابطه؛

$R\left(H_t, y_t, dm_t\right)$، اجاره‌ی برآوردی می‌باشد که خود تابعی است از H_t موجودی مسکن در زمان t؛ y_t، درآمد سرانه در زمانt و dm_t، متغیر جمعیتی در زمان t. در این رابطه q_t، قیمت واقعی مسکن در زمان t می باشد.

۲-۱-۳. تعادل بازار دارایی در مدل پوتربا

شرط تعادل در بازار دارایی را می‌توان بر حسب قیمت‌های واقعی با توجه به عبارت زیر بازنویسی کرد :

$$\pi_t^p = \frac{\dot{q}_t}{q_t} = \pi_t^H - \pi_t \Rightarrow \pi_t^H = \frac{\dot{q}_t}{q_t} + \pi_t \qquad (۳-۵)$$

که در این رابطه؛

$\dot{q}_t$، افزایش (کاهش) مورد انتظار قیمت مسکن؛ π_t^p، نرخ عایدی سرمایه‌ی واقعی مسکن؛ π_t^H، نرخ عایدی سرمایه‌ی اسمی مسکن و π_t، نرخ تورم عمومی است.

با جایگذاری عبارت (۵-۳) در رابطه‌ی (۴-۳) می‌توان شرایط تعادلی در بازار دارایی و هزینه‌ی خدمات مسکن را بر حسب *تورم عمومی* جامعه، به شکل زیر نشان داد:

$$\frac{R\left(H_t, y_t, dm_t\right)}{q_t} = \delta + \kappa + (1-\theta)(i+\mu) - \pi_t - \frac{\dot{q}_t}{q_t} \qquad (۳-۶)$$

به منظور مطالعه‌ی تغییرات واقعی قیمت مسکن، متغیر جدید v به شکل زیر تعریف شده است:

$$v = \delta + \kappa + (1-\theta)(i+\mu) - \pi_t \qquad (۳-۷)$$

با جایگذاری v در رابطه‌ی (۶-۳) رابطه‌ی زیر که نمایانگر شرط عدم آربیتراژ می‌باشد حاصل می گردد.

(۳-۸)

$$\frac{R\left(H_t,y_t,dm_t\right)}{q_t} = v_t - \frac{\dot{q}_t}{q_t} \Rightarrow R\left(H_t,y_t,dm_t\right) = v_t q_t - \dot{q}_t \Rightarrow \dot{q}_t = -R\left(H_t,y_t,dm_t\right) + v_t q_t$$

$\dot{q}_t$ در این رابطه بیانگر حداقل عایدی سرمایه ی واقعی مورد تقاضا از سوی سرمایه گذار است که در صورت تحقق، فرد را تشویق به نگهداری مسکن به عنوان دارایی، در شرایط حاکم بر بازار مسکن می‌نماید. همان طور که پیداست؛ بازده مورد تقاضای سرمایه وابسته به دو عامل بازده مسکن ($R\left(H_t,y_t,dm_t\right)$) و هزینه استفاده ($v_t$) می‌باشد. هر چه اختلاف بین هزینه‌ی استفاده و منفعت نهایی حاصل از اجاره عدد مثبت‌تری باشد یا به عبارت دیگر هزینه استفاده بیشتر از اجاره باشد، فرد به منظور پوشش ریسک و حفظ موقعیت خود، عایدی سرمایه بالاتری را انتظار دارد؛ به طوری که این عایدی حداقل پوشش دهنده‌ی هزینه های استفاده، بعد از کسر اجاره باشد. در واقع در این رابطه، اجاره عاملی است که به عنوان یک جریان درآمدی تا حدودی هزینه های استفاده را جبران خواهد نمود و الباقی هزینه‌ها باید از طریق افزایش مورد انتظار قیمت مسکن در آینده پوشش داده شده و حتی منفعت مازادی نیز ایجاد نماید تا فرد موضع مالکیت خود را حفظ نماید. (پوترباء ۱۹۸۴ و مایلز، ۱۹۹۴)[1].

۳-۱-۳. تعادل سرمایه گذاری Q توبین[2] (Tobin's Q)

نظریه‌ی سرمایه گذاری در مسکن با استفاده از تئوری Q توبین قابل تبیین است؛ چرا که فعالیت ساخت و ساز مسکن قویاً تحت تأثیر نرخ سودآوری می‌باشد و در این نظریه، معیار تصمیم گیری، نسبت قیمت مسکن (P^H) به هزینه‌ی ساخت مسکن (P^C) خواهد بود.

1. Poterba (1984) , Miles (1994)
2. Summers (1981) & Tobin (1969) in Soerensen (2006)

پویایی‌های سرمایه گذاری و ارزش بازار که در مدل Q توبین مورد توجه قرار گرفته است، تحت فروض زیر معتبر خواهد بود:

۱- عدم وجود تورم؛

۲- عدم استهلاک مسکن؛

۳- تأمین مالی سرمایه گذاری مسکن با استفاده از درآمدهای انباشته (پس انداز)؛

۴- در نظر گرفتن نرخ مالیات، متناسب با مالیات بر درآمد شرکت‌ها[1].

تحت شرایط فوق معقول است که فرض کنیم سرمایه گذاری وابسته به نسبت ارزش بازار مسکن به هزینه جایگزینی آن است. معادله‌ی سرمایه گذاری زیر را می‌توان با پیروی از یافته های توبین (۱۹۶۹) و سامرز (۱۹۸۱) شکل داد:

$$I = I\left(\frac{P^H}{P^C}\right)H \qquad (۳-۹)$$

که در این رابطه؛

I، سرمایه گذاری ناخالص؛ $P^H/P^C = Q$، نسبت Q توبین؛ P^H، ارزش بازاری مسکن؛ H، متوسط ارزش بازاری مسکن و P^C، هزینه جایگزینی که در مورد مسکن برابر هزینه ساخت می‌باشد، تعریف شده است.

از آن جا که یکی از فروض، عدم وجود تورم بود، می‌توان متوسط ارزش بازاری مسکن(H) را برابر ۱ فرض کرد. اعمال این فرض ما را به سوی رابطه‌ی زیر هدایت می‌کند:

$$I = I\left(\frac{P^H}{P^C}\right) \Leftrightarrow I = I(Q) \quad ، \quad I(1) = O \; ، \quad I' > 0 \qquad (۳-۱۰)$$

اگر Q=1 باشد؛ آنگاه ارزش بازاری مسکن دقیقاً برابر هزینه‌ی ساخت آن است $(p^H = p^C)$ و اگر سرمایه گذاری در یک واحد، عایدی دقیقاً برابر هزینه‌ی جایگزینی آن واحد داشته باشد، فرد نسبت به سرمایه گذاری بی تفاوت خواهد بود. در واقع، در

1. Corporate Income

بلندمدت نسبت Q توبین به سمت واحد (یک) میل می‌کند و اشاره به آن دارد که قیمت املاک مسکن به سمت هزینه‌ی ساخت میل می‌کند و شرایط بازار رقابتی در بازار مسکن برقرار خواهد شد. اما در کوتاه مدت ممکن است تفاوت بین هزینه‌ی ساخت و قیمت املاک مسکن در بازار وجود داشته باشد و لذا نسبت یاد شده مساوی یک نباشد.

$$I = I\left(\frac{P^H}{P^C}\right)H \quad \Rightarrow \quad \frac{I}{H} = I(Q) \qquad (۳-۱۱)$$

از روابط فوق می‌توان چنین نتیجه گیری کرد که افزایش سرمایه گذاری ناخالص در مسکن یا همان سرمایه گذاری در واحدهای مسکونی جدید، منجر به افزایش موجودی مسکن می‌گردد. در واقع اگر میزان کل سرمایه گذاری ناخالص در مسکن جدید را به متوسط ارزش بازاری یک واحد مسکونی تقسیم نماییم، تعداد واحدهای مسکونی جدید به دست خواهد آمد. بنابراین می‌توان با استفاده از رابطه‌ی (۳-۱۲) پویایی‌های H، که در این جا افزایش در موجودی مسکن است، را بررسی نمود[۱]. به بیان دیگر نرخ رشد موجودی مسکن $(\frac{\dot{H}}{H})$ تابعی است از نسبت Q توبین.

$$\dot{H} = I(Q)H \implies \frac{\dot{H}}{H} = I(Q) \qquad (۳-۱۲)$$

۳-۱-۴. تعادل مدل

از دو بخش ۳-۱-۲ و ۳-۱-۳ به روابط زیر رسیدیم:

$$\dot{q}_t = -R(\overline{H_t}) + v_t q_t \qquad (۳-۸)$$

$$\dot{\bar{H}} = I(Q)H \qquad (۳-۱۲)$$

در رابطه‌ی (۳-۸)، $\dot{q}_t$ میزان عایدی سرمایه مورد انتظار از قیمت مسکن در زمان t و در رابطه (۳-۱۲)، $\dot{\bar{H}}$ نرخ تغییر در موجودی مسکن کل در زمان t است. (با این فرض که موجودی مسکن در کوتاه مدت بی کشش است). در حالت تعادل هیچ عایدی سرمایه‌ی

---

۱. به طور کلی نرخ رشد هر پدیده ای از طریق حاصل تقسیم میزان افزایش (تغییر) طی دوره ی t تا t+1 بر میزان موجودی آن در دوره t محاسبه می گردد. با این تعریف نرخ رشد موجودی عبارت است از : $\frac{\dot{H}}{H} = \frac{H_{t+1}-H_t}{H_t}$.

مورد انتظاری $(\dot{q_t})$ و یا افزایشی در موجودی مسکن $(\dot{\bar{H}})$ متصور نیست. لذا در تعادل $\dot{\bar{H}}_t = \dot{q}_t = 0$ بوده و از روابط (۸-۳) و (۱۲-۳) خواهیم داشت:

$$q_t = \frac{R\left(H_t, y_t, dm_t\right)}{v} \quad and \quad I(Q)H = 0 \Leftrightarrow Q = 1 \qquad (۳-۱۳)$$

زمانی که $\dot{\bar{H}}_t = 0$ می‌باشد دلالت بر این دارد که مدل در حالت تعادل پایدار بوده و Q باید برابر ۱ باشد تا ارزش بازاری کالاها را برابر هزینه‌ی جایگزینی آن‌ها سازد و انگیزه ای برای سرمایه گذاری در مسکن ایجاد نشود.

۲-۳. رویکرد گرافیکی به مدل

در بخش‌های قبل، یکی از روش‌های تشخیص حباب، انحراف از میانگین بلندمدت برخی شاخص‌ها همچون قیمت به هزینه ساخت(P/CC)، قیمت به اجاره (P/E)، قیمت به درآمد (P/Y) و قیمت به متغیر جمعیتی (P/DM) ذکر شد.

با کمی دقت درمی یابیم که این شاخص‌ها در واقع نحوه‌ی واکنش قیمت مسکن را به تغییر متغیرهای اصلی مدل پوتربا- توبین منعکس می‌نمایند. در این بخش با استفاده از ابزار ترسیم نمودار، می‌توان پویایی‌های کوتاه مدت و نحوه‌ی حرکت این شاخص‌ها را در بلندمدت مشاهده کرد و از این طریق علاوه بر مشاهده‌ی حباب‌های به وقوع پیوسته در بازه زمانی مورد نظر، امکان مقایسه‌ی نتایج این روش با آن چه که انتظار می‌رود از مدل پوتربا- توبین حاصل شود نیز فراهم می گردد.

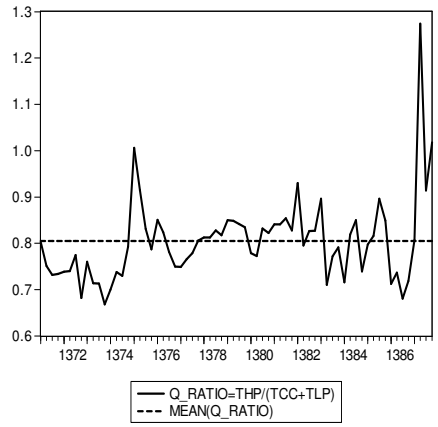
۱-۲-۳. نسبت قیمت به هزینه ساخت (P/CC): برگرفته از تئوری Q توبین

به دنبال Q توبین مطرح شده در بخش تئوری، هزینه‌ی ساخت، یکی از متغیرهای بنیادی بازار مسکن شناخته شد. با بررسی داده‌ها در می‌یابیم که بر خلاف Q توبین که همواره یک سطح بنیادی و هموار، برابر ۱ دارد ($Q=1$)؛ در واقعیت به دلیل این که عرضه‌ی زمین در طبیعت با محدودیت مواجه است، این نسبت کمی متفاوت عمل می کند. اگر زمین به عنوان یک عامل کمیاب در طبیعت باشد آنگاه ممکن است قیمت تعادلی بالاتر از آن چه

که منحنیِ هموارِ Q می‌تواند توضیح دهد، باشد. علت این امر آن است که قیمت زمین (P^l)در مناطق محدود تحت یک شوک تقاضا تا حدودی بیشتر افزایش می‌یابد.

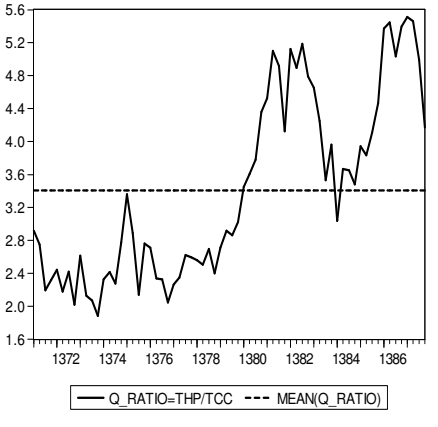
همان طور که گفته شد؛ در نسبت Q توبین اثر نهاده‌ی زمین دیده نشده است. به همین خاطر در ادامه، نمودارهای این نسبت برای شهر تهران در محدوده‌ی زمانی ۱۳۷۱:۱ تا ۱۳۸۷:۴، با و بدون در نظر گرفتن عامل قیمت زمین ترسیم شده است تا قابلیت مقایسه‌ی مطالب گفته شده فراهم گردد.

همان طور که ملاحظه می‌شود؛ هر دو نمودار، وجود حباب در اواخر ۱۳۸۶ را نشان می‌دهند. البته نسبت Q توبین با در نظر گرفتن عامل زمین، انحراف از میانگین بلندمدت و جذابیت سرمایه گذاری را به صورت تعدیل شده تری، منعکس می‌نماید. ضمن این که بر اساس نمودار (۲-۳) در سال ۱۳۸۱ و ۱۳۸۲ نمودار، حباب را نشان می‌دهد در حالی که در مطالعات مربوطه وجود حباب در این سال‌ها اثبات نشده است. نکته‌ی قابل ملاحظه‌ی دیگر در رابطه با نمودار (۲-۳) این است که نسبت Q توبین همواره در کل دوره‌ی مورد بررسی بین ۱.۸۸ (مربوط به فصل سوم ۱۳۷۳) و ۵.۵۱ (مربوط به فصل اول ۱۳۸۷) در نوسان بوده است.



شکل (۱-۳): نسبت Q توبین؛ حاصل تقسیم قیمت (THP) به حاصل جمع هزینه ساخت (TCC) ۱m۲ واحد مسکونی و قیمت زمین کلنگی(TLP) در تهران

مآخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار Eviews6



شکل (۲-۳): نسبت Q توبین؛ حاصل تقسیم قیمت (THP) به هزینه ساخت (TCC) ۱m۲ واحد مسکونی در تهران

مآخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار Eviews6

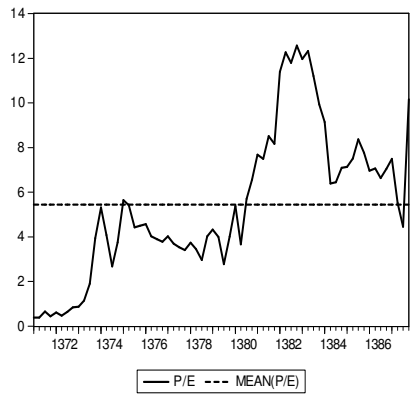
۲-۲-۳. نسبت قیمت به اجاره (P/E): در ارتباط با بازار سهام

دومین عامل بنیادی بازار مسکن، اجاره است. نسبت قیمت به عایدی (P/E) می‌تواند ما را در مشاهده‌ی رفتار قیمت مسکن نسبت به اجاره کمک نماید. در این جا P قیمت و E اجاره است. تمرکز بر نسبت (P/E) از موضع سرمایه گذاری، نشان دهنده بازده یا عایدی می‌باشد و بیان می‌کند که قیمت دارایی باید با ارزش کنونی تنزیل شده‌ی عایدی آن در آینده برابر باشد[۱].

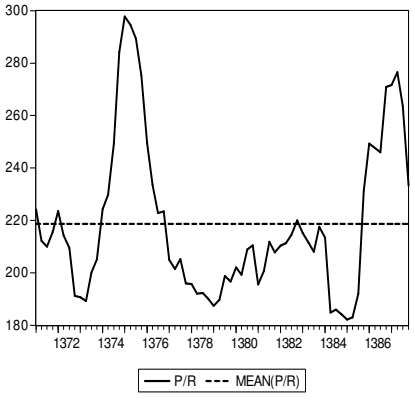
---

۱. منافع ممکن است به صورت درآمد حاصل از اجاره دادن خانه و یا میزان اجاره ای باشد که مالک مسکن به خاطر استفاده شخصی از ملکش آن را پرداخت نمی‌کند.

ایده‌ی اولیه‌ی این دیدگاه از (P/E) بازار سهام برگرفته شده است. بنابراین در نمودار (۳-۳) این نسبت، برای بازار بورس اوراق بهادار تهران در دوره‌ی ۱۳۷۱:۱ تا ۱۳۸۷:۴ ترسیم شده است.



شکل(۳-۳): نسبت P/E برای کل بازار بورس اوراق بهادار تهران در مقاطع زمانی آخرین روز هر فصل سال ۱۳۸۷-۱۳۷۱
مآخذ: نرم افزار ره آورد نوین- نسخه‌ی ۳



شکل(۴-۳): نسبت قیمت به اجاره (P/R) $1m^2$واحد مسکونی در تهران
مآخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار Eviews6

در نمودار (۴-۳) نسبت قیمت به اجاره‌ی یک متر مربع واحد مسکونی در تهران در بازه‌ی زمانی ۱۳۷۱ الی ۱۳۸۷ به صورت فصلی رسم شده است. همان طور که در شکل نیز مشاهده می‌شود، میانگین این نسبت در دوره مورد بررسی معادل ۲۱۹ واحد بوده است. این شاخص در سال ۱۳۷۵ به حداکثر مقدار خود رسیده (۲۹۸) و در سایر سال‌ها در دامنه ۱۸۲ الی ۲۹۸ در نوسان است. زمانی که این شاخص شدیداً افزایش می‌یابد می‌توان به شکل گیری حباب پی برد و در صورت کاهش و رسیدن به سطح قبلی می‌توان گفت حباب فرو پاشیده است.

«توجه داشته باشید این شاخص نیز می‌تواند بدون وجود علائمی از وجود حباب افزایش یابد. برای مثال اگر نرخ سود کاهش یابد در این صورت نسبت قیمت به اجاره در سطح بالایی قرار خواهد داشت. کامرون و همکارانش بحث می‌کنند که تجزیه و تحلیل نسبت قیمت به اجاره‌ی مسکن روشی ساده و مفید است؛ چون توضیح رفتار قیمت مسکن نیازی به مدل سازی ندارد. علی رغم سادگی تجزیه و تحلیل، این روش می‌تواند تا حدی گمراه کننده باشد. برای مثال شوک تقاضای مصرفی نسبت قیمت به اجاره را افزایش خواهد داد، زیرا اجاره در مقایسه با قیمت مسکن چسبندگی بیشتری دارد و در دوره‌ی رکودِ شدید و اوج رونق از نوسان بسیار زیاد مثل قیمت مسکن برخوردار نمی‌شود و ممکن است افزایش نسبت یاد شده حباب تشخیص داده شود و این نتیجه گیری نادرست است» (قلی زاده، ۱۳۸۷).

۳-۲-۳. نسبت قیمت به درآمد (P/Y): برگرفته از تئوری کینز

درآمد به عنوان یک متغیرِ طرف تقاضا و موثر بر بازده یا همان اجاره‌ی مسکن ($R\left(H_t، y_t، dm_t\right)$) مورد توجه قرار گرفته است. این یافته از نظر تئوریک به تئوری کینزین های کلاسیک؛ مبنی بر این که به طور طبیعی میل نهایی مصرف کننده به مصرف، ثابت، مثبت و کمتر از یک است ارتباط داده شده است. ضمن این که درآمد تنها متغیر تصمیم در خصوص مصرف است. تابع مصرف زیر این موضوع را به این صورت تأیید می‌کند که:

$$C_t = a + bY_t^D \qquad (۳-۱۴)$$

که میل نهایی به مصرف برابر است با:

$$C_t' = \frac{\partial C_t}{\partial Y_t^D} = b \quad ، 0 < b < 1 \qquad (۳-۱۵)$$

و میل متوسط به مصرف با افزایش درآمد در حال کاهش است:

$$\frac{C_t}{Y_t^D} = \frac{a}{Y_t^D} + b \qquad (۳-۱۶)$$

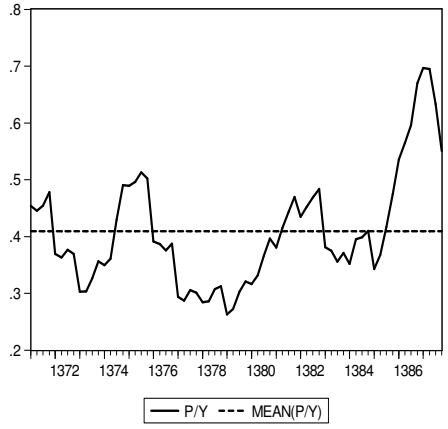
اگرچه بر خلاف تئوری کینزین، مطالعات اقتصاد کلان در مورد مصرف در آمریکا نشان می‌دهد که میل متوسط به مصرف حتی در صورت افزایش درآمد، ثابت است. اگر این گرایش به بازار مسکن منتقل شود آنگاه مشاهده می‌شود که مردم هر چه درآمد بیشتری کسب کنند، مصرف مسکن خود را افزایش خواهند داد. به عبارت دیگر افزایش درآمد منجر به تقاضای بیشتر و بنابراین قیمت‌های بالاتر خواهد شد. یافته های مک کارتی[1] (۲۰۰۴) در خصوص همبستگی شدید قیمت‌های مسکن با درآمد، ما را به سوی سومین عامل بنیادی در بازار مسکن، یعنی درآمد رهنمون می‌سازد. لیکن مشکل این بحث در این است که مبنای تئوریک کامل نبوده و مقدمتاً بر مبنای یافته های تجربی می‌باشد(سورنسن[2] ، ۲۰۰۶).

کیس و شیلر، نسبت قیمت مسکن به درآمد خانوارها را به جهت پی بردن به حباب قیمت مسکن مورد توجه قرار می‌دهند، معیاری که مشخص می کند که آیا مسکن در قدرت خرید خریداران متوسط قرار دارد یا خیر. اگر نسبت مذکور به طور ناگهانی افزایش یابد عموم افراد جامعه قادر به خرید نبوده؛ لذا کاهش تقاضا به تدریج قیمت‌های واقعی را به سطح قبل بر می گرداند. اسمیت بیان می کند نسبت قیمت مسکن به درآمد نمی‌تواند معیار واقعی برای تصمیم گیری در سرمایه گذاری مسکن باشد. از همین روی، وی نسبت رهن به درآمد را برای این هدف پیشنهاد می کند (قلی زاده، ۱۳۸۷).

شاخص قیمت مسکن به درآمد سالانه‌ی خانوار در نقاط شهری تهران در اثر افزایش شدید قیمت در فصل اول سال ۱۳۸۷ به بیشترین مقدار خود یعنی ۰/۶۹ رسیده است که با استناد به این شاخص، علائمی از شکل گیری حباب را نمایان می کند. همچنین این نسبت نیز وجود حباب در سال ۱۳۷۵ و ۱۳۸۶ را تایید می کند.

---

1. McCarthy, J. (2004)
2. Soerensen, J. K. (2006)



نمودار(۵-۳): نسبت قیمت یک متر مربع واحد مسکونی به درآمد سرانه خانوار در شهر تهران
مآخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار Eviews6

۴-۲-۳. نسبت قیمت به متغیرهای جمعیتی (P/DM): برگرفته از تئوری اقتصادی

متغیر جمعیتی نیز یک متغیر طرف تقاضا است که برای تصریح روشن‌تر بازده مسکن ($R\left(H_t، y_t، dm_t\right)$) وارد مدل شده است. افزایش جمعیت، تقاضا برای مسکن را افزایش خواهد داد و فشار افزایشی‌ای بر قیمت‌ها تحمیل خواهد کرد. منکیو[1] (۱۹۸۹) دریافت که تغییرات جمعیتی می‌تواند تأثیر عمیقی هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت بر قیمت‌ها به جای بگذارد. همچنین دیپاسکوآل[2] (۱۹۹۴) اظهار می‌دارد که متغیر جمعیتی باید در مدل لحاظ گردد، لیکن قدرت توضیح دهندگی آن تنها در کوتاه مدت است.

همان طور که پوتربا و مایلز دریافتند؛ خریداران نهایی مسکن مهم‌ترین محرک‌های قیمت مسکن می‌باشند؛ لذا شناسایی ویژگی‌های خریداران مرتبه اول مسکن حائز اهمیت

1. Mankiw, N.G (1989)
2. DiPasquale, D. (1994)

است و همان طور که در مقالات بسیاری یافت شده است، انفجار جمعیتی در یک نسل اثر تعیین کننده ای دارد (جیناکوپلوس[1] (۲۰۰۲ و ۲۰۰۴)، باکشی[2] (۱۹۹۴) و کِرینر[3] (۲۰۰۵)).

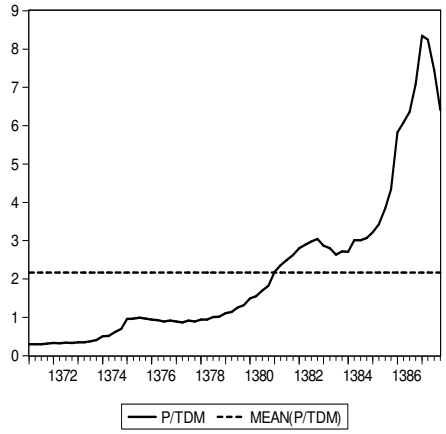
مالپزی[4] (۱۹۹۴) اظهار می‌دارد که تغییرات جمعیتی در بلندمدت اثر نسبتاً کمی بر قیمت‌های مسکن دارد، زیرا اثر افزایش تقاضا در بلندمدت به واکنش عرضه بستگی دارد. اگر عرضه جوابگوی تغییرات باشد، تغییر جمعیت هیچ اثری بر قیمت نخواهد داشت، اما اگر عرضه با وقفه باشد آنگاه بر قیمت مسکن اثر خواهد گذاشت.

در نمودار (۶-۳) این نسبت بر اساس حاصل تقسیم قیمت یک متر مربع واحد مسکونی به تعداد خانوار در شهرستان تهران[5] ترسیم شده است. همان طور که ملاحظه می‌شود این نسبت تا سال ۸۱ با شیب ملایمی افزایش یافته است، لیکن از این سال به بعد از میانگین بلندمدت خود فراتر رفته و شیب افزایشی آن تندتر شده است. دلیل این امر به وضوح مربوط به رسیدن متولدین دهه‌ی ۱۳۶۰ به سن ازدواج و تشکیل خانواده و افزایش تقاضای مسکن از سوی آنان می‌باشد. بر طبق محاسبات آماری طی این دهه حدود ۲۰ میلیون نفر وارد جامعه شده‌اند که این تعداد در مقیاس خانوار حدوداً معادل ۹ میلیون خانوار می‌باشد. این نسبت در اوایل سال ۱۳۸۷ با ۸/۳۴واحد به اوج خود رسیده است.

---

1. Geanakoplos, J. (2002,2004)
2. Bakshi, G. (1994)
3. Krainer, J. (2005)
4. Malpezzi, S. (1994)

۵. متغیر جمعیتی می‌تواند بسته به شدت حساسیت تقاضا از سوی گروه های موجود در جامعه‌ی آماریِ مورد بررسی، از میان طیف‌های مختلف جمعیتی گزینش شود؛ برای مثال می‌توان ازدواج‌های تازه تشکیل شده، جمعیت مهاجران به یک منطقه، گروه های سنی متفاوت که بسته به شرایط اجتماعی و فرهنگی متقاضیان بالقوه خرید مسکن برای اولین مرتبه به شمار می‌روند را به عنوان تقریبی از متغیر جمعیتی در نظر گرفت .



نمودار(۶-۳): نسبت قیمت یک متر مربع واحد مسکونی به تعداد خانوار در شهر تهران

مآخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار Eviews6

به عنوان نتیجه‌ی این بخش می‌توان اذعان داشت که اگرچه معیارهای فوق تا حدودی حباب‌های به وقوع پیوسته در بازار مسکن تهران را نمایش می‌دهند، لیکن همان طور که ملاحظه شد، برخی از این نسبت‌ها حباب را با شدت بیشتر و برخی با شدت کمتر نشان دادند.

«علاوه بر این، بر اساس مطالعه‌ی اسمیت این معیارها برای پاسخ دادن به این سؤال که آیا قیمت مسکن با عوامل بنیادی بازار مسکن مطابقت دارد یا خیر، کافی نمی‌باشد. محققان توضیح می‌دهند که مدل‌های اندازه گیری حباب مسکن که از طریق مقایسه حرکت شاخص‌های قیمت مسکن به تغییر در دیگر شاخص‌ها اندازه گیری می‌شوند نتایج درستی به همراه ندارند. زیرا فرض می‌کنند قیمت بازاری مسکن به طور تصادفی حول ارزش بنیادی آن نوسان می‌کند. این که افزایش قیمت بازار از قیمت بنیادی بازار مسکن آن منحرف شده است بر این فرض استوار است که قیمت در گذشته نزدیک به قیمت بنیادی بازار مسکن بوده است در حالی که ممکن است قیمت‌ها درگذشته زیر سطح بنیادی قرار داشته و افزایش اخیر سبب شود قیمت بازار به قیمت بنیادی بازار مسکن نزدیک گردد»

(قلی زاده، ۱۳۸۷).

بر اساس این دیدگاه، شاخص‌ها و نسبت‌های مذکور اطلاعات زیادی از وجود یا عدم وجود حباب ارائه نمی‌دهند و عوامل مؤثر دیگر را که عبارتند از؛ نرخ‌های سود، اعتبارات، نقدینگی و شرایط بازارهای جانشین و غیره نادیده گرفته‌اند؛ لذا از این روی باید به دنبال مدلی بود که علاوه بر برخورداری از قدرت توضیح دهندگی قیمت بنیادی مسکن، حداکثر تعداد متغیرهای تأثیرگذار بر قیمت بنیادی مسکن را شامل شود. در بخش بعد نحوه‌ی برآورد قیمت بنیادی مسکن در این پژوهش توضیح داده می‌شود.

۳-۳ بخش سوم: رویکرد اقتصادسنجی به مدل

در این بخش به دلیل ضعف‌هایی که در بخش قبل برای روش انحراف از میانگین شاخص‌ها برشمرده شد، از یکی از روش‌های تک معادله ای در اقتصادسنجی[۱] موسوم به الگوی خود توضیح با وقفه های توزیعی (گسترده) (ARDL) بهره گیری شده است. گفتنی است به جهت حصول اطمینان از درستی انتخاب روش اقتصادسنجی ARDL، آزمون‌های آماری که در ادامه ذکر خواهد شد، انجام شده است.

قبل از هر چیز به جهت اجتناب از رگرسیون کاذب، آزمون ریشه واحد بر روی سری‌های زمانی متغیرها انجام شده است. نتایج این آزمون بر اساس هر دو روش دیکی- فولر تعمیم یافته[۲] و فیلیپس- پرون[۳] نشان داد که متغیرهای این مطالعه به دو دسته I(0) و I(1)تقسیم می‌شوند، بنابراین استفاده از روش OLS، مستلزم استفاده از تفاضل متغیرهای I(1) می‌باشد که این عمل با توجه به زایل نمودن ویژگی‌های مربوط به سطح متغیرها، گزینهٔ مناسبی به نظر نمی‌رسد[۴].

---

۱. در اقتصادسنجی روش های تک معادله ای در مقابل روش های سیستمی قرار دارند.

2. Augmented Dickey-Fuller Test Statistic (ADF)

3. Phillips-Perron Test Statistic

۴. پیش فرض مدل رگرسیونی OLS مانایی متغیرها از یک درجه ی جمعی است.

جدول (۱-۳): نتیجه آزمون‌های ریشه واحد انجام شده در جدول (۱- ب) پیوست «ب»

نتیجه آزمون ریشه واحد						
سری زمانی	نماد متغیر	نوع آزمون			I(1)	I(0)
		ADF (Based on SIC)	ADF (Based on AIC)	Phillips-Perron		
قیمت واقعی مسکن	LRTHP_SA	✓	✓			✓
نرخ تورم	INF	✓	✓	✓	✓	
نسبت Q-Tobin	Q-Ratio		✓			✓
اجاره واقعی	LRTR_SA	✓	✓	✓	✓	
موجودی مسکن	LH_SA	✓	✓		✓	
تعداد خانوارهای ایرانی	TDM_SA			✓		✓

منبع: یافته های تحقیق

از سوی دیگر در تحلیل چند متغیره سری‌های زمانی ممکن است بیش از یک بردار هم انباشتگی بلندمدت وجود داشته باشد که در آن صورت استفاده از روش *ARDL* کارایی چندانی نخواهد داشت. به همین منظور ابتدا با استفاده از رویکرد سیستمی به تعیین تعداد بردارهای همجمع می‌پردازیم. آزمون همجمعی «جوهانسن- جوسیلیوس[1]» تعداد بردارهای همجمع میان متغیرها را در مقیدترین حالت (بدون عرض از مبدأ و روند زمانی) و بر اساس هر دو آزمون اثر[2] و آماره حداکثر مقدار ویژه[3]، یک بردار نشان می‌دهد. (پیوست «ب»- جدول (۳- ب)) همچنین آماره *F* آزمون برون زایی وو- هاسمن[4] نیز نشان می‌دهد که کلیه متغیرهای مدل حاضر برون زا می‌باشند. (پیوست «ب» - جدول (۲- ب)).

بنابراین؛ امکان استفاده از روش VAR نیز به دلیل پیش فرض این مدل مبنی بر وجود بیش از یک بردار همجمع میان متغیرها و همچنین وجود حداقل یک متغیر درون زا در مدل، با محدودیت مواجه می‌شود. بدین ترتیب، دستیابی به سازگارترین برآورد از قیمت بنیادی مسکن، به‌کارگیری الگوی ARDL را طلب می‌نماید. ضمن این که با توجه به

1. Johansen-Juselius
2. Trace
3. Maximal Eigenvalue
4. The Wu-Hausman Test

ضرورت استخراج پسماند قیمت به عنوان حباب و برآورد معادله‌ی پویا، مدل ARDL تنها گزینه‌ی پیش رو برای دستیابی به اهداف این مطالعه بوده و در مقایسه با سایر مدل‌های همجمعی، از مزایایی به شرح زیر برخوردار می‌باشد:

۱- مزیت بسیار مهم روش ARDL در بین سایر روش‌های هم انباشتگی (هم جمعی) آن است که این روش بدون در نظر گرفتن این بحث که متغیرهای مدل، $I(0)$ یا $I(1)$ هستند، قابل کاربرد است. به عبارت دیگر در این روش نیازی به تقسیم متغیرها به متغیرهای مانا از درجه یک و صفر نیست (تشکینی، ۱۳۸۴).

۲- الگوی ARDL افزون بر برآورد کاملاً سازگار ضرایب پارامترهای یک رابطه تعادلی بلندمدت، واکنش‌های پویای کوتاه مدت را نیز در بر می‌گیرد.

۳- همچنین، علاوه بر برآورد ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت، الگوی تصحیح خطا (ECM) را نیز به منظور بررسی چگونگی تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت ارائه می‌دهد.

بنابراین قیمت مسکن در زمان t حاصل جمع قیمت بنیادی و پسماند می‌باشد و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$HP_t = HP_t^* + \theta \qquad (۳-۱۷)$$

با توجه به مطالب گفته شده در بخش‌های گذشته، آمارهای موجود و قابل دسترسی و همچنین شرایط اقتصادی حاکم بر ایران، متغیرهای مؤثر بر قیمت بنیادی مسکن در زمان t (HP_t^*) را می‌توان به تفکیک مدل پوتربا و Q توبین به صورت زیر طبقه بندی نمود:

۱- متغیرهای اقتباس شده از مدل پوتربا:

الف- متغیرهای موثر بر هزینه استفاده از مسکن: نرخ تورم(INF) ، نرخ سود تسهیلات مسکن (MR)

ب- متغیرهای موثر بر بازده مسکن: اجاره(R) ، درآمد سرانه(Y) ، موجودی مسکن(H) ، متغیر جمعیتی(DM)

۲- نسبت Q توبین [۲] ([۱] Q_RATIO=HP/CC)

۳- جزء اخلال (پسماند) (θ)

لذا الگوی کامل ARDL مدل پوتربا- توبین جهت برآورد قیمت بنیادی مسکن می‌تواند به فرم زیر تبیین شود:

(۳-۱۸)

$$\ln(RTHP_t^*) = C + \sum_{i=1}^{n0} \alpha_{0i} \ln(RTHP_{t-i}) + \sum_{j=0}^{n1} \alpha_{1j} INF_{t-j} + \sum_{j=0}^{n2} \alpha_{2j} RMR_{t-j} + \sum_{j=0}^{n3} \alpha_{3j} Q_RATIO_{t-j} + \sum_{j=0}^{n4} \alpha_{4j} \ln(RTR_{t-j}) + \sum_{j=0}^{n5} \alpha_{5j} \ln(H_{t-j}) + \sum_{j=0}^{n6} \alpha_{6j} \ln(RY_{t-j}) + \sum_{j=0}^{n7} \alpha_{7j} \ln(TDM_{t-j}) + \theta$$

$$nz \leq \text{maximum lag of variable z} \quad ،z = 0،1،\dots،7$$

که در این رابطه؛

RTHP، قیمت واقعی مسکن در تهران؛ INF، نرخ تورم عمومی؛ RMR، نرخ سود واقعی تسهیلات مسکن؛ Q_RATIO، نسبت Q توبین؛ RTR، اجاره بهای واقعی ($۱m^۲$) واحد مسکونی در تهران؛ H، موجودی فیزیکی مسکن در تهران؛ RY، درآمد واقعی سالانه خانوار شهری در تهران؛ TDM، تعداد خانوارهای تهرانی؛ θ، پسماند (مؤلفه حبابی)، C، مقدار ثابت و α_{zj}، ضریب متغیر z اُم با وقفه j اُم می‌باشد[۳].

---

1. HP: House Price و CC: Construction Cost

۲. تئوری Q توبین یکی از عوامل مهم و تعیین کننده قیمت مسکن، یعنی هزینه ساخت مسکن را مورد بررسی قرار می‌دهد و به همین علت در مدل اصلی لحاظ گردیده است. سوئرنسن (۲۰۰۶) در تخمین قیمت بنیادی مسکن، تنها از هزینه‌ی ساخت موجود در مخرج کسر نسبت Q توبین بهره جسته است لیکن در این پژوهش از خود نسبت Q توبین در تخمین قیمت بنیادی به عنوان یک جنبه نوآوری استفاده شده است.

۳. به طور کلی در این مطالعه، حرف L در ابتدای نام متغیر بیانگر لگاریتم گیری از متغیر و حرف R در ابتدای نام متغیر و یا بعد از L نمایانگر واقعی بودن متغیر است.

۴-۳. کانال اثرگذاری متغیرهای مدل بر قیمت بنیادی مسکن

- **نرخ تورم**[۱] (INF): تورم به دلیل تأثیر بر انتظارات مردم مبنی بر افزایش قیمت‌ها در آینده، اثر کاهنده ای بر هزینه استفاده دارد. با افزایش تورم عمومی، هزینه‌ی استفاده از مسکن کاهش یافته و تقاضا برای خرید مسکن افزایش می‌یابد و به تبع، منجر به افزایش قیمت مسکن می‌شود.

- **نسبت Q توبین**[۲] (Q_Ratio): نسبت Q توبین به عنوان متغیری که به طور همزمان رابطه‌ی قیمت و هزینه ساخت را نمایان می‌کند، در مدل وارد شده است. این متغیر را می‌بایست با لحاظ شرایط اقتصادی حاکم بر جامعه در ادوار تجاری رونق و رکود به طور مجزا تحلیل نمود، چرا که عملکرد سرمایه گذاران حرفه ای کاملاً تابعی از شرایط اقتصادی جامعه خواهد بود.

به طور کلی بازار مسکن در صورت فقدان تکانه های ادواری، روند تعادل باثبات بلندمدت را طی می‌کند و قیمت مسکن متناسب با هزینه تمام شده‌ی آن تغییر خواهد یافت.

---

۱. نحوه‌ی محاسبه نرخ تورم (بر مبنای روش نقطه به نقطه): $\mathrm{INF_t} = \left(\frac{\mathrm{CPI_t - CPI_{t-4}}}{\mathrm{CPI_{t-4}}}\right) \times 100$

- مآخذ داده های آماری (CPI): بانک مرکزی ج.ا.ا (www.cbi.ir)- آمارها و داده‌ها- بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی- شاخص‌های قیمت- شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (۱۳۷۶=۱۰۰) - شاخص کل- (تواتر متغیر: فصلی)

۲. نحوه‌ی محاسبه نسبت Q توبین: $\mathrm{Q_Ratio} = \frac{\mathrm{THP}}{\mathrm{TCC}}$

- مآخذ داده های آماری مورد نیاز جهت محاسبه‌ی نسبت Q توبین:

- THP(Tehran house price): میانگین قیمت ۱m2 زیر بنای مسکونی در مناطق ۲۲ گانه شهر تهران(هزار ریال))- وزارت مسکن و شهرسازی
- TCC(Tehran construction cost): هزینه ساخت ۱m2 بنا در تهران: بانک مرکزی ج. ا. ا.(www.cbi.ir)- آمارها و داده‌ها- بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی- بخش ساختمان و مسکن- ساختمان‌های شروع شده توسط بخش خصوصی در مناطق شهری- برآورد متوسط هزینه ۱m2 بنا- تهران (هزار ریال)

- تواتر متغیر: دو متغیر فوق با تواتر فصلی قابل بهره برداری می‌باشد.

اگر قیمت به طور قابل توجهی بیش از هزینه ساخت باشد و اقتصاد کشور در دوره‌ی رونق به سر ببرد، بازدهی سرمایه گذاری در بخش مسکن افزایش یافته و انتظار می‌رود این عامل انگیزه ای برای ساخت و تولید مسکن توسط سرمایه گذاران باشد. بدیهی است با افزایش تولید، تعداد واحدهای مسکونی افزایش یافته و با فرض ثابت بودن تقاضا، قیمت مسکن کاهش خواهد یافت. در چنین شرایطی انتظار می‌رود قیمت مسکن و شاخص Q خلاف جهت یکدیگر حرکت کنند.

حال اگر وضعیت مشابه در شرایط رکودی- تورمی[1] به وقوع بپیوندد، حتی با وجود اختلاف فاحش بین قیمت و هزینه‌ی ساخت، جاذبه‌ی بخش مسکن به علت طولانی بودن دوره‌ی بازگشت سرمایه و سوددهی، به مراتب کمتر می‌شود و در این شرایط بازارهایی که قدرت نقدشوندگی بالاتری دارند مثل سکه و ارز، جذابیت بالاتری داشته و نقدینگی را به سمت خود جذب می‌کنند. با این توصیف، تولید مسکن تقریباً ثابت بوده و یا با رشد ناچیزی همراه خواهد بود که در این حالت نیز با فرض ثابت بودن تقاضا، قیمت مسکن افزایش خواهد یافت؛ چه بسا که در واقعیت تقاضای مسکن ثابت نبوده و حتی به دلیل کمبود واحدهای مسکونی، تقاضای انباشته نیز در پی داشته باشد. بنابراین تحت این شرایط رابطه‌ی Q توبین و قیمت مسکن همسو خواهد بود.

تحلیل دیگری نیز که مؤید رابطه‌ی مستقیم بین Q توبین و قیمت مسکن باشد را می‌توان چنین تشریح کرد. اصولاً سرمایه گذاران حرفه ای بر اساس روند گذشته، آینده را پیش بینی می‌کنند؛ به این معنی که وقتی نسبت Q توبین به طور معناداری افزایش پیدا می‌کند، سرمایه گذاران در انتظار افت قیمت‌ها در آینده خواهند بود. از آنجا که زمان تکمیل واحدهای مسکونی شهری به طور متوسط ۲۷ ماه برآورد می‌شود؛ لذا سرمایه گذار با این احتمال که پروژه‌ی ساختش در زمان افت قیمت‌ها، تکمیل می‌شود، در زمان اوج شاخص Q اقدام به سرمایه گذاری نمی‌نماید؛ بلکه برعکس با کاهش این نسبت، جذابیت

1. Stagflation

سرمایه گذاری در این بخش افزایش یافته و می‌توان امید داشت که با افزایش تعداد واحدهای مسکونی به طوری که پاسخگوی تقاضا باشد، قیمت مسکن کاهش یابد.

- **اجاره**[1] (R): «اجاره و قیمت مسکن دارای رابطه مستقیم و یک به یک می‌باشند و هزینه استفاده از سرمایه، عنصر تبدیل کننده‌ی اجاره به قیمت می‌باشد» (قلی زاده، ۱۳۸۷). در مدل پوتربا ملاحظه شد که قیمت مسکن برابر است با اجاره مسکن تقسیم بر هزینه‌ی استفاده از مسکن. به عبارت دیگر با افزایش اجاره، تقاضا برای مالکیت مسکن افزایش یافته و قیمت مسکن افزایش می یابد.

- **تعداد خانوار**[2] (DM): برای این که اثر این متغیر به خوبی در مدل نمایان شود می‌بایست از بین گروه های مختلف جمعیتی، گروهی شناسایی شود که مهم‌ترین بخش از

---

۱. نحوه‌ی محاسبه اجاره بهای واقعی مسکن در تهران:

$$\log(\text{Real Tehran Rent}) = \text{LRTR} = \log\left[\left(\frac{\text{TR}}{\text{CPI_H}}\right) \times 100\right]$$

- مآخذ داده های آماری مورد نیاز جهت محاسبه اجاره بهای واقعی:

▪ TR: میانگین اجاره بهای ۱m۲ واحد مسکونی در مناطق ۲۲ گانه شهر تهران(هزار ریال) - وزارت مسکن و شهرسازی

▪ CPI_H(CPI-House): شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی گروه مسکن: بانک مرکزی ج.ا.ا (www.cbi.ir). آمارها و داده‌ها- بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی- شاخص‌های قیمت- شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (۱۳۷۶=۱۰۰) - شاخص کل- گروه های اصلی و منتخب فرعی- مسکن، سوخت و روشنایی- مسکن

- تواتر متغیر:هر دو متغیر فوق با تواتر فصلی قابل بهره برداری می‌باشد. مقدار شاخص مسکن برای دو سال۸۶ و۸۷ به صورت فصلی برآورد شده است.

۲. نحوه‌ی محاسبه متغیر جمعیتی= تعداد خانوارهای تهران (Tehran Demographics): از آنجا که این متغیر در گروه متغیرهای جمعیتی بوده و آمار آن تنها از طریق سرشماری حاصل و گزارش می‌شود لذا تنها راه به‌کارگیری این متغیر برآورد مقادیر در فواصل سرشماری‌ها می‌باشد. از این رو، با استفاده از سه داده‌ی مربوط به سرشماری‌های صورت گرفته در مقاطع سال‌های ۱۳۶۵ ،۱۳۷۵و ۱۳۸۵ معادله‌ی درجه دومی تعریف شده و با استفاده از روش درون یابی برای فصول چهارگانه در محدوده زمانی ۸۷- ۱۳۶۵ مقدار آن برآورد شده است.

- مآخذ داده های آماری: مرکز آمار ایران www.amar.sci.org.ir – فهرست نشریات (تواتر متغیر: فصلی)

کل تقاضای مسکن را به خود اختصاص می‌دهند و فشار ناشی از تقاضای آن‌ها موجب ایجاد نوسان در بازار مسکن می‌شود. در واقع می‌توان گفت که انفجار جمعیتی در یک نسل بیشترین تأثیر را بر تقاضای مسکن می‌گذارد. از آن جا که هم چنان در ایران به لحاظ فرهنگی و اجتماعی، زندگی تک نفره خارج از دایره‌ی خانواده چندان مرسوم نیست پس بهترین متغیر برای لحاظ ایجاد تقاضای مسکن از سوی نسل پرجمعیت، تعداد خانوارها می‌باشد. ضمن این که این متغیر دربردارنده‌ی خانوارهای تازه تشکیل شده و مهاجر به تهران نیز می‌باشد. این متغیر از عوامل مؤثر بر اجاره است. بدیهی است که با افزایش تعداد خانوارها، مازاد تقاضا نسبت به عرضه موجب افزایش قیمت اجاره و مسکن می‌گردد.

- **موجودی مسکن**[۱] (H): موجودی مسکن نیز یکی دیگر از عوامل تأثیرگذار بر اجاره

---

۱. نحوه‌ی محاسبه متغیر موجودی مسکن:

$$\text{Housing Stock} = H_t = C_t + H_{t-1} - \delta \times H_t$$

C_t = تعداد پروانه های ساختمانی صادر شده توسط شهرداری‌های مناطق شهری تهران × متوسط تعداد واحدهای مسکونی در پروانه‌ها

در این رابطه؛ H_t، تعداد واحدهای مسکونی موجود در زمان t؛ C_t، تعداد واحدهای مسکونی شروع شده در زمان t و δ، نرخ تخریب واحدهای مسکونی قدیمی می‌باشد که این نرخ برای کلیه نقاط شهری کشور برای دوره ۷۵-۱۳۶۵ سالیانه معادل ۰.۸ و برای سال‌های ۸۵-۱۳۷۵ سالیانه معادل ۰.۷ گزارش شده است.

- مآخذ داده های آماری:

▪ متوسط تعداد واحد مسکونی در پروانه : مرکز آمار ایران- واحد آمارهای زیربنایی و ساختمان

تعداد پروانه های ساختمانی صادر شده توسط شهرداری‌های مناطق شهری: بانک مرکزی ج.ا.ا (www.cbi.ir) آمارها و داده‌ها- بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی- بخش ساختمان و مسکن- پروانه های ساختمانی صادر شده توسط شهرداری‌های مناطق شهری کشور- تعداد- تهران

▪ نرخ تخریب: مرکز آمار ایران (www.amar.sci.org.ir) برآورد جمعیتی- نرخ تخریب واحدهای مسکونی به تفکیک شهری و روستایی

- تواتر متغیر:

▪ تعداد پروانه های ساختمانی صادر شده توسط شهرداری‌های مناطق شهری با تواتر فصلی در سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران موجود می‌باشد.

▪ متوسط تعداد واحدهای مسکونی در پروانه و نرخ تخریب نیز برای هر چهار فصل یک سال مساوی با رقم گزارش شده برای آن سال منظور شده است.

شناسایی شده است. با افزایش تعداد واحدهای مسکونی و پیشی گرفتن عرضه از تقاضا، طبیعتاً اجاره و قیمت مسکن کاهش می‌یابند.

۴. بررسی الگوی اقتصادسنجی و نتایج آن

همان طور که قبلاً نیز اشاره شد، تجزیه و تحلیل از روش ARDL مبتنی بر تفسیر متوالیِ سه معادله‌ی پویا[1]، بلندمدت[2] و تصحیح خطا[3] می‌باشد. در ادامه به ترتیب نتایج استخراج شده از اجرای هر مرحله‌ی مدل با استفاده از نرم افزار Microfit نسخه ۴.۱ آورده شده و تفسیر آن نیز ارائه خواهد شد.

در این مرحله سعی شده است تا برای دستیابی به بهینه‌ترین نتیجه، کلیه‌ی متغیرهای موجود در مدل پوتربا و Q توبین وارد مدل شوند؛ اما از آن جا که برخی متغیرها قدرت توضیح دهندگی پایینی داشته و یا با ورود به مدل باعث کاهش اعتبار مدل می‌شدند، ناگزیر از وجود آن‌ها صرف نظر شده و یا از متغیرهای جایگزین آن‌ها استفاده شده است. علت این امر می‌تواند در کوتاه بودن حافظه‌ی تاریخی آمارهای بخش مسکن و یا ناشی از برخی تفاوت‌های ساختاری در بازار مسکن تهران در مقایسه با سایر بازارهای داخلی و یا جهانی باشد.

در نهایت پس از تخمین بیش از ۷۰۰ ترکیب مختلف از متغیرهای مستقل، معادله ای به فرم تبعی زیر، از بین نتایج بدست آمده، انتخاب شد که معادله پویای آن در جدول (۱-الف) پیوست «الف» قابل مشاهده می‌باشد.

(۴-۱)

$$LRTHP_SA = C + \alpha_{0\,1}(LRTHP_SA_{\,t-1}) + \alpha_{1\,0}\,(INF_{\,t-0}) + \alpha_{1\,1}\,(INF_{\,t-1}) + \alpha_{2\,0}\,(Q_RATIO_{\,t-0}) + \alpha_{3\,0}\,(LRTR_SA_{\,t-0}) + \alpha_{3\,1}(LRTR_SA_{\,t-1}) + \alpha_{4\,0}\,(TDM_SA_{\,t-0}) + \alpha_{5\,0}\,(LH_SA_{t-0}) + \alpha_{5\,1}\,(LH_SA_{\,t-1}) + \theta$$

1. Dynamic
2. Long-Run
3. Error-Correction

که در این رابطه؛

LRTHP_SA، لگاریتم قیمت واقعی مسکن در تهران؛ C، عرض از مبدأ؛ INF، نرخ تورم عمومی؛ Q_RATIO، نسبت Q توبین؛ LRTR_SA، لگاریتم اجاره واقعی در تهران؛ TDM_SA، تعداد خانوارهای تهرانی؛ LH_SA، لگاریتم موجودی فیزیکی مسکن در تهران و θ، پسماند (مؤلفه حبابی) می‌باشد[1].

لازم به ذکر است در این بررسی برای تعیین تعداد وقفه‌ی بهینه‌ی متغیرها، معیار شوارز-بیزین (SBC) ملاک عمل قرار گرفته است؛ زیرا این ضابطه در تعیین تعداد وقفه‌ها صرفه جویی می‌کند و در نتیجه تخمین از درجه آزادی بیشتری برخوردار خواهد بود (پسران و شین[2] (۱۹۹۹).

نتایج آماره های LM و F و حداقل سطح معناداری برای پذیرفتن فرض صفر هر چهار فرض کلاسیک، اعم از عدم همبستگی سریالی، عدم تورش تصریح، نرمال بودن پسماندها و واریانس همسانی، با اطمینان بالای ۹۵٪ مقادیر قابل قبول بوده و خطر وجود خطاهای آماریِ مزبور را در این مدل رد می‌کند.

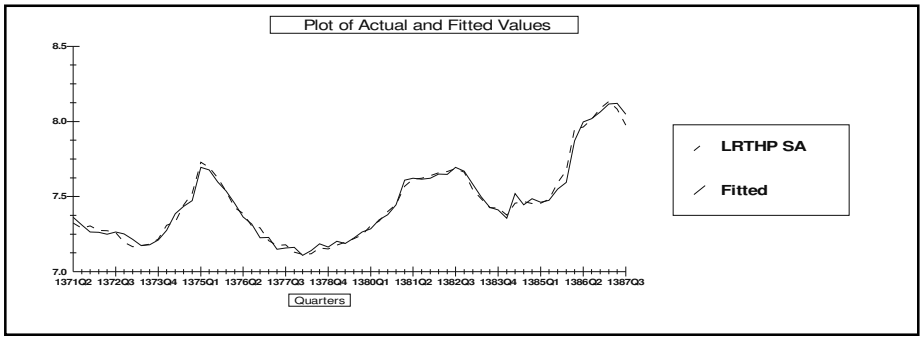
در این مدل مقدار آماره D.W برابر ۱/۶۲ است که ابهام وجود خود همبستگی را برطرف می‌نماید. مقدار R^2 برابر ۹۸.۵۹٪ است که نشان از قدرت توضیح دهندگی بالای مدل دارد. همچنین در این مدل مقدار $\overline{R}^2$ برابر ۹۸/۳۶٪ است که همان طور که مشاهده می‌شود تفاوت بسیار ناچیزی با مقدار R^2 دارد. هر چه R^2 و $\overline{R}^2$ به هم نزدیک‌تر باشد، می‌توان به درستی تصریح مدل اطمینان بیشتری کرد (پیوست «الف»- جدول (۱- الف)).

در شکل (۱- ۴) مقادیر واقعی و برازش شده مدل (۱- الف) آورده شده است.

---

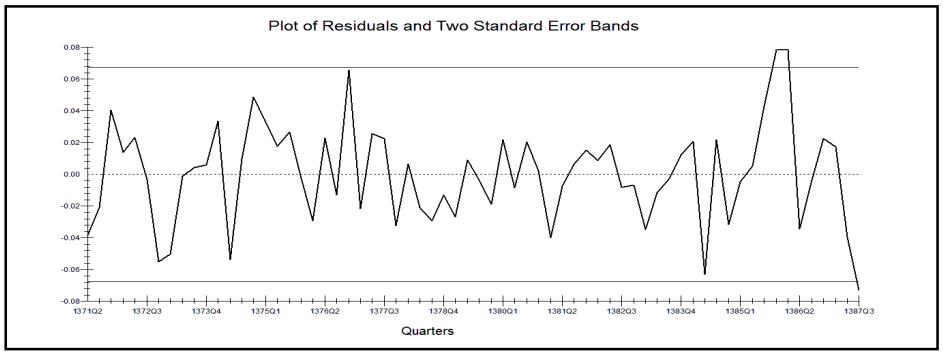
۱. نماد "_SA" (Seasonal Adjustment) در انتهای نام متغیر به معنی داده های فصل زدایی شده می‌باشد.

2. Pesaran, M.H & Shin, Y. (1999)



شکل(۱-۴) : منحنی مقادیر برازش شده و قیمت واقعی مسکن

مآخذ: محاسبات منتج از رابطه و جدول (۱- الف) با استفاده از نرم افزار *Microfit*



شکل (۲-۴) : نمودار پسماندها و خطوط دو انحراف معیار

مآخذ: محاسبات منتج از رابطه و جدول (۱- الف) با استفاده از نرم افزار *Microfit*

حال که از اعتبار مدل اطمینان حاصل کردیم باید با انجام آزمونی فرضیه وجود یا عدم وجود همجمعی بین متغیرهای الگو را بررسی نماییم.

کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق همانند رابطه‌ی (۲-۴) محاسبه می‌شود. اگر قدر مطلق آماره t محاسبه شده بیشتر از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط

بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) باشد، فرض صفر رد شده و وجود یک رابطه بلندمدت را می‌پذیریم (نوفرستی، ۱۳۷۸).

$$t - statistic = \frac{\sum_{i=1}^{p} \widehat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} s_{\widehat{\alpha}_i}} \qquad (۴-۲)$$

$$t - statistic = \frac{0.81684 - 1}{0.039654} = -4.62$$

از آن جا که مقدار آماره t این الگو برابر (۴/۶۲-) بوده و مقدار بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر برای ۵ متغیر مستقل و بیشتر، با تعداد ۵۰ مشاهده و در سطح اطمینان ۹۵٪ برابر (۴/۴۳-) می‌باشد؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگوی قیمت بنیادی مسکن وجود دارد. این رابطه تعادلی که توسط نرم افزارMicrofit برآورد شده، در جدول (۲- الف) پیوست «الف» گزارش شده است.

با نگاه به جدول (۲- الف) ملاحظه می‌شود که کلیه‌ی متغیرها در رابطه‌ی بلندمدت نیز با اطمینان بیش از ۹۵٪ معنادار می‌باشند. به استثنای اجاره که در بلندمدت حدوداً در سطح ۹۰٪ معنادار است. مطابق انتظار مقدار ضرایب متغیرها در رابطه‌ی بلندمدت نسبت به معادله‌ی پویا افزایش نشان می‌دهد.

معادله‌ی رگرسیونی و ضرایب معادله‌ی بلندمدت قیمت بنیادی مسکن به فرم زیر می‌باشد:

(۴-۳)

$$LRTHP_SA = 34.53 + 0.3\ INF + 0.57\ Q_RATIO + 0.75\ LRTR_SA + 3.2\ TDM_SA - 2.3\ LH_SA + \theta$$

(2.72) (3.72) (2.00) (1.63) (2.40) (-2.39)

قبل از تفسیر متغیرهای مدل، به دلیل این که سه متغیر نرخ تورم، نسبت Q توبین و تعداد خانوار بدون لگاریتم در مدل لحاظ شده‌اند، حال آن که متغیر وابسته لگاریتمی است؛ می‌بایست ضریب این سه متغیر به کمک فرمول زیر مجدداً محاسبه شود تا قابلیت مقایسه با سایر متغیرها را داشته باشد.

$$\alpha_i = \frac{\partial log(Y)}{\partial log(X)} = \frac{\partial Y}{\partial X} \times \frac{X}{Y} \qquad (۴-۴)$$

$$\alpha_1 = \frac{\partial\, log(RTHP)}{\partial INF} \times INF = 0.016 \times \overline{INF}\,^{1} = 0.004 \times 18.4327 = 0.298 \cong 0.3$$

$$\alpha_2 = \frac{\partial\, log(RTHP)}{\partial Q_RATIO} \times Q_RATIO = 0.016 \times \overline{Q_{RATIO}} = 0.17529 \times 3.2356 = 0.567 \cong 0.57$$

$$\alpha_4 = \frac{\partial\, log(RTHP)}{\partial TDM_SA} \times TDM_SA = 0.1715 \times 10^{-5} \times \overline{TDM_SA} = 0.1715 \times 10^{-5} \times 1856372 = 3.18 \cong 3.2$$

بر اساس معادله‌ی بلندمدت؛ نرخ تورم، نسبتQ توبین، اجاره واقعی و تعداد خانوار، اثر مثبت و معنی داری بر قیمت بنیادی مسکن دارند. برای نمونه، مقدار محاسبه شده ضریب نرخ تورم با توجه به رابطه فوق تقریباً برابر ۰/۳ بوده و بدین معناست که اگر نرخ تورم یک درصد تغییر کند، قیمت واقعی مسکن ۰/۳درصد در همان جهت تغییر خواهد کرد.

متغیر جمعیتی (تعداد خانوار) در این مدل با کشش‌ترین متغیر در قیمت بنیادی مسکن بوده و از درجه اهمیتی بالایی در تعیین قیمت بلندمدت مسکن برخوردار است. موجودی مسکن نیز بعد از متغیر جمعیتی از کشش قیمتی بالایی برخوردار است.

در نرم افزار Microfit این امکان وجود دارد که وقتی الگوی تعادلی بلندمدت مرتبط با الگوی ARDL استخراج شد، الگوی تصحیح خطای مرتبط با آن نیز ارائه شود. ضرایب متغیرهای بنیادی در مدل ECM همگی در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار بوده و $\overline{R}^2$ معادل ۷۵/۶۲٪ نشان دهنده‌ی قدرت توضیح دهندگی بالای الگو است. ضریب تصحیح خطا (ECT) برابر (۱۸.۳۲-) برآورد شده است که نشان می‌دهد در هر فصل حدوداً ۱۸٪ از عدم تعادل یک دوره در قیمت مسکن، در دوره‌ی بعد تعدیل می‌شود. بنابراین تعدیل به سمت تعادل بلندمدت به کندی صورت می‌گیرد و حدوداً ۶ فصل (معادل یک و نیم سال) تا از بین رفتن کامل اثرات حباب به طول می‌انجامد.

منحصراً در خصوص این دسته از پژوهش‌ها، می‌توان از ضریب تصحیح خطا تحلیل

---

۱. در این رابطه و روابط مشابه بعد، از میانگین هندسی متغیرها استفاده شده است.

دیگری نیز استخراج نمود و آن این است که از آن جا کـه پسـماند در ایـن مـدل بـه عنـوان حباب تلقی شده است، پس تعدیل به سمت تعادل بلندمدت نیز مصادف بـا ترکیـدن حبـاب است. بنابراین می‌توان از ضریب ECT به عنوان معیاری جهـت تشـخیص ریسـک ترکیـدن حباب در یک دوره بهره جست. با این تحلیـل، ریسـک ترکیـدن حبـاب مسـکن در تهـران عدد کوچکی است و سرمایه گذاران مسکن به یکباره دچار زیان شدید نمی‌شوند؛ چرا کـه فرصت کافی برای تغییر موضع و اتخاذ تصمیم مقتضی را دارند.

۵. نتیجه گیری و پیشنهادها

۵-۱. نتیجه گیری

در این مطالعه تلاش شد تا با استفاده از یک مبنای تئوریـک مسـتدل و قـوی قیمـت بنیـادی مسکن برآورد گردد و آن چه که مدلِ قیمت بنیـادی، قـادر بـه توضـیح آن نبـود بـه عنـوان مؤلفه‌ی حبابی استخراج شود. نتایجی که از اجـرای ایـن فرآینـد حاصـل شـد بـه شـرح زیـر می‌باشد:

۱- متغیرهای توضیح دهنده‌ی قیمت بنیادی- واقعی مسکن در این پژوهش عبارتند از: نـرخ تورم، نسبت Q توبین، اجاره واقعی، تعداد خانوار و موجودی مسکن. نتایج برآورد به روش ARDL حاکی از آن است که کلیـه‌ی متغیرهـای فـوق بـا اطمینـان بـیش از ۹۵٪ در کوتـاه مدت و بلندمدت از عوامل مهم تعیین کننده‌ی قیمت بنیادی مسکن بـه شـمار مـی‌رونـد، بـه استثنای اجاره که در معادله‌ی بلندمدت در سطح اطمینان ۹۰٪ معنادار می‌باشد.

۲- متغیرهای فوق بر اساس آماره t بنرجی، دولادو و مستر با اطمینان ۹۵٪ بـه سـمت تعـادل بلندمدت گرایش دارند.

۳- علامت نسبت Q توبین نشان می‌دهد که افزایش این نسبت در این بازار عامل انگیزشـی برای سرمایه گذاری در ساخت مسکن به شمار نمی‌رود. دلیل این امر را می‌توان در شـرایط رکودی- تورمی حاکم بر اقتصاد ایران و یا زمان بر بودن فرآینـد تولیـد و عرضـه‌ی مسـکن

دانست. به عبارت دیگر اگر سرمایه گذار در زمان اوج این شاخص اقدام به سرمایه گذاری نماید، ممکن است زمانی که پروژه‌ی ساخت وی به مرحله‌ی بهره برداری می‌رسد با افت قیمت‌ها مقارن باشد، به همین دلیل سرمایه گذاران با پایین آمدن این نسبت پروژه‌ی ساخت خود را آغاز می‌کنند، چرا که بر اساس روند گذشته انتظارات آن‌ها مبنی بر افزایش قیمت‌ها تا زمان تکمیل ساخت خواهد بود.

۴- موجودی مسکن و تعداد خانوار از مهم‌ترین عوامل تعیین کننده‌ی قیمت مسکن در بلندمدت به شمار می‌روند.

۵- بر طبق مدل ECM تعدیل به سمت تعادل بلندمدت در بازار مسکن تهران به کندی صورت می‌گیرد و میزان تعدیل در هر دوره حدوداً معادل ۰.۲ عدم تعادل حاصله می‌باشد. در واقع از بین رفتن کامل اثرات حباب حدود ۶ فصل به طول می‌انجامد.

۶- نتایج حاصل از هر دو روشِ برآورد بر مبنای مدل پوتربا-توبین و با استفاده از الگوی ARDL و همچنین شاخص‌های قیمت به هزینه ساخت (P/CC)، قیمت به اجاره (P/E)، قیمت به درآمد (P/Y) و قیمت به تعداد خانوار (P/DM)، حباب به وقوع پیوسته در بازار مسکن تهران در سال ۱۳۸۶ را به طور مشترک تایید می‌کنند، لیکن همان طور که اشاره شد، نتایج روش انحراف از میانگین بلندمدت نسبت‌های مذکور، به دلیل عدم توانایی این روش در تعیین سطح قیمت بنیادی، می‌تواند تا حدودی گمراه کننده باشد. چرا که این روش هرگونه افزایش قیمتی را نسبت به میانگین بلندمدتِ شاخص مربوطه، فارغ از توجه به عوامل بنیادی و کلان اقتصادی، حباب تلقی می‌کند.

۲-۵. پیشنهادهایی برای تحقیقات آتی

در پایان، روش‌ها و رویکردهای دیگری که در حین انجام پژوهش، به صورت مفروضه‌هایی در ذهن نگارنده پدید آمده، در قالب پیشنهاداتی به علاقه‌مندان تحقیق و پژوهش در حوزه‌ی مسکن، تقدیم می‌گردد.

الف- در مطالعه‌ی پدرام یزدانی؛ قیمت بنیادی مسکن با استفاده از مدل قیمت گذاری

دارایی‌ها (CAPM) به دست آمده است. بر اساس مدل CAPM، با در نظر گرفتن نرخ اجاره بها به عنوان جریان درآمدی دارایی مسکن، شرط تعادل در بازار مسکن وجود ثبات در نسبت «قیمت به سود[1]» و یا همان P/E دارایی است که برای مسکن معادل نسبت قیمت به اجاره می‌باشد. با این رویکرد، قیمت بنیادی مسکن به صورت زیر محاسبه شده است:

$$P^* = \left(Average\ \left(\frac{P_t}{Rent_t}\right) * Rent_t\right) \qquad (۵-۱)$$

پیشنهاد می‌شود به جای برآورد قیمت بنیادی بر اساس مدل پوتربا- توبین، این متغیر با استفاده از روش فوق محاسبه شده و اختلاف قیمت واقعی و محاسبه شده به عنوان حباب در نظر گرفته شود. در مرحله‌ی بعد می‌توان با روش‌های گوناگون، اثر متغیرهای مهم بر ایجاد حباب را بررسی نمود.

ب- معادله ای که پوتربا، برای هزینه‌ی استفاده از مسکن، مطرح کرده و در این پژوهش نیز از آن استفاده شده است، مبتنی بر فرض برابری نرخ وام دهی و وام گیری است. بدیهی است که در واقعیت چنین شرایطی در بازار پول حاکم نبوده و همواره برای توجیه فعالیت اقتصادی بنگاه های پولی و مالی بین این دو نرخ تفاوت وجود دارد. پوتربا، معتقد است در صورت نابرابری این دو نرخ، نسبت وام به ارزش (L) در خرید مسکن با مشکل مواجه می‌شود و هزینه استفاده از مسکن به صورت زیر تغییر می‌یابد:

$$UC_t' = \left(\delta + \kappa + (1-\theta)\left[Li_\beta + (1-L)i_o + \mu\right] - \pi_t^H\right) \qquad (۵-۲)$$

که در این رابطه؛

δ، نرخ استهلاک پس از کسر مالیات؛ κ، نرخ هزینه تعمیر و نگهداری؛ θ، نرخ مالیات بر درآمد؛ i_β، نرخ وام گیری (نرخ سود تسهیلات)؛ L، Loan-To-Value؛ i_O، نرخ وام دهی (نرخ سود سپرده)؛ μ، هزینه فرصت دارایی مسکن و π_t^H، نرخ عایدی اسمی سرمایه می باشد.

پیشنهاد می‌شود در برآورد قیمت بنیادی مسکن، نسبت Loan-To-Value نیز در مدل

1. Price to Earnings Ratio (P/E)

لحاظ گردد. اگرچه محقق در مطالعه‌ی حاضر، با استفاده از مبلغ وام پرداختی بانک مسکن بابت خرید مسکن طی دوره ۸۷-۱۳۷۰ نیز سعی در رسیدن به جواب قابل قبول نموده است[۱]، لیکن شاید تغییر روش و یا تجمیع آمار سایر بانک‌ها، جواب قابل قبول را در پی داشته باشد.

۱. نحوه محاسبه‌ی نسبت LTV:

$$LTV = \frac{\text{وام خرید مسکن(هزار ریال)}}{\text{میانگین قیمت یک مترمربع زیربنای مسکونی در تهران (هزار ریال)} \times \text{۷۵ متر مربع (متوسط مساحت واحد مسکونی)}} = \frac{LOAN}{THP \times 75\ (m^2)}$$

منابع:

1- Asheri, M. (2009) "The Analysis of Housing Price Bubble in Tehran", Bu-Ali Sina University.
2- Bakshi, G. and Chen, Z. (1994) "Baby Boom, Population Aging and Capital Markets", University of Chicago Press, The Journal of Business, 67(2), pp.165-202.
3- Bastani, A. Rezaie, J. and Najafian, F. (2009) "The Investigation of Housing Market in Iran's Economy", Barnameh Weekly, No. 266, Department of Planning and Economics – Iran Commerce Ministry.
4- Chan, H.L. Lee, S.K. and Woo, K.Y. (2001) "Detecting Rational Bubbles in The Residential Housing Markets of Hong Kong", Economic Modeling, 18, pp.61-73.
5- DiPasquale, D. and Wheaton, W.C. (1994) "Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices", Journal of Urban Economics, 35(1), pp.1-27.
6- Escheker, E. (2005) "Is There a Housing Bubble in Humboldt County? The Housing Market in a Rural California Region", 1989-2004. Department of Economics, Humboldt State University.
7- Geanakoplos, J. Magill, M. and Quinzii, M. (2004) "Demography and The Long-Run Predictability of the Stock Market" http://cowles.econ.yale.edu/P/cd/d13b/d1380-r.pdf .
8- Gholizadeh, A. (2009) "The Theory of House Price in Iran", Noor-e-Elam Publishing, Hamadan, Iran.
9- Gholizadeh, A. (2010) "Housing Price Bubble and Its Determining Factors in Iran", Scientific Quarterly of Housing Economics, 46, pp. 39-72.
10- Hui, E.C.M. and Yue, S. (2006) "Housing Price Bubbles in Hong Kong, Beijing and Shanghai: A Comparative Study", the Journal of Real Estate Finance and Economics, 33, pp.45-60.
11- Krainer, J. (2005) "Housing Markets and Demographics", www.frbsf.org/publications/economics/letter/2005/el2005-21.pdf.
12- Malpezzi, S. and Maclennan, D. (1994) "The Price Elasticity of Supply of New Housing in the US and The United Kingdom", University of Wisconsin, Center for Urban Land Economic

Research, Wisconsin-Madison CULER working papers.
13- Mankiw, N.G. and Weil, D.N. (1989) "The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market", Regional Science and Urban Economics, 19(2), pp. 235-258.
14- McCarthy, J. and Peach, R.W. (2004) "Are Home Prices the Next Bubble?",http://www.newyorkfed.org/research/epr/04v10n3/0412mcca.pdf.
15- Miles, D. (1994) "Housing, Financial Markets and the Wider Economy", John Wiley & Sons.
16- Nazari, A. (2009) "The Investigation of Price Bubble in Iran's Housing Market", Sharif University of Technology, Tehran, Iran.
17- Nazari, A. and Souri, D. (2008) "The Investigation of Price Bubble in Iran's Housing Market", Scientific Quarterly of Housing Economics, 7, pp. 125-140.
18- Noferesti, M. (2009) "Unit Root and Cointegration in Econometrics", Rasa Cultural Services Institute Publishing, Tehran, Iran.
19- Pesaran, M.H. and Shin, Y. (1999) "An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis ", Cambridge University Press.
20- Poterba, J.M. (1984) "Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: an Asset-Market Approach", The Quarterly Journal of Economics, 99(4), pp.729-752.
21- Soerensen, J.K. (2006) "The Dynamics of House Prices: International Evidence", Department of Economics, University of Copenhagen.
22- Summers, L.H. Bosworth, B.P. Tobin, J. and White, P.M. (1981) "Taxation and Corporate Investment: A Q-Theory Approach", Brookings Papers on Economic Activity,1 , pp. 67-140.
23- Tashkini, A. (2006) "Applied Econometrics with Microfit", Tehran Dibagaran Artistic & Cultural Institute Publishing, Tehran, Iran.
24- Tobin, J. (1969) "A General Equilibrium Approach To Monetary Theory", Journal of Money, Credit and Banking, 1, pp. 15-29.

25- Yazdani, P. (2009) “Testing the Existence of Price Bubble in Tehran Housing Market During the 1992-2008”, Shahid Beheshti University.
26- Zbib, Z. (2006) “A House Price Bubble in Sweden?”, Jönköping University.

پیوست

پیوست «الف» : معادله‌ی پویا و بلندمدت قیمت بنیادی مسکن در تهران

جدول (۱- الف): برآورد معادله‌ی پویای قیمت بنیادی مسکن

```
                Autoregressive Distributed Lag Estimates
        ARDL(1,1,0,1,0,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
 ********************************************************************************
                                              Dependent variable is LRTHP_SA
66 observations used for estimation from 1371Q2 to 1387Q3
 ********************************************************************************
  Regressor             Coefficient       Standard Error         T-Ratio[Prob]
  LRTHP_SA(-1)              .81684            .039654            20.5993[.000]
  INF                    -.8372E-3           .0013069            -.64061[.524]
  INF(-1)                 .0038001           .0013473             2.8205[.007]
  Q_RATIO                  .032106            .014316             2.2427[.029]
  LRTR_SA                   .69668            .090234             7.7208[.000]
  LRTR_SA(-1)              -.55841             .10728            -5.2054[.000]
  TDM_SA                  .3142E-6           .1188E-6             2.6455[.011]
  LH_SA                     3.1323             1.0571             2.9632[.004]
  LH_SA(-1)                -3.5510             1.0599            -3.3502[.001]
  C                         6.3247             2.2435             2.8191[.007]
********************************************************************************
R-Squared                    .98593      R-Bar-Squared                  .98367
S.E. of Regression          .033671      F-stat.   F(  9,  56)  435.9423[.000]
Mean of Dependent Variable   7.4539      S.D. of Dependent Variable     .26346
Residual Sum of Squares     .063490      Equation Log-likelihood      135.5852
Akaike Info. Criterion      125.5852     Schwarz Bayesian Criterion    114.637
DW-statistic                 1.6206      Durbin's h-statistic     1.6278[.104]
********************************************************************************

                            Diagnostic Tests
********************************************************************************
*  Test Statistics   *      LM Version          *         F Version            *
********************************************************************************
*                    *                          *                              *
*A:Serial Correlation*CHSQ(   4)=   3.6329[.458]*F(   4,  52)=   .75726[.558]  *
*B:Functional Form   *CHSQ(   1)=   3.0157[.082]*F(   1,  55)=   2.6334[.110]  *
*C:Normality         *CHSQ(   2)=   .20560[.902]*      Not applicable           *
*D:Heteroscedasticity*CHSQ(   1)=   3.1453[.076]*F(   1,  64)=   3.2026[.078]  *
********************************************************************************
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values
```

مآخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار *Microfit*

جدول (۲- الف): معادله‌ی برآورد ضرایب بلندمدت قیمت بنیادی مسکن

```
          Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
        ARDL(1,1,0,1,0,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
*******************************************************************************
                                              Dependent variable is LRTHP_SA
66 observations used for estimation from 1371Q2 to 1387Q3
*******************************************************************************
 Regressor              Coefficient       Standard Error         T-Ratio[Prob]
 INF                       .016176           .0043478             3.7206[.000]
 Q_RATIO                    .17529            .087491             2.0035[.050]
 LRTR_SA                    .75491             .46295             1.6306[.109]
 TDM_SA                   .1715E-5          .7132E-6             2.4053[.019]
 LH_SA                     -2.2859             .95413            -2.3958[.020]
 C                          34.5302            12.7149             2.7157[.009]
*******************************************************************************
```

مآخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار *Microfit*

پیوست «ب» : آزمون‌های آماری ریشه واحد، همجمعی و برون زایی

جدول (۱- ب) : آزمون ریشه واحد متغیرهای موجود در مطالعه حاضر

نوع آزمون	فرض صفر	سطح یا تفاضل	متغیر	با عرض از مبدأ و بدون روند					با عرض از مبدأ و روند				
				آماره آزمون	مقدار بحرانی			نتیجه مانایی	آماره آزمون	مقدار بحرانی			نتیجه مانایی
					1%	5%	10%			1%	5%	10%	
Augmented Dickey-Fuller (Based on SIC)	یک ریشه واحد وجود دارد	سطح متغیر	قیمت واقعی مسکن	-3.299	-3.534	-2.906	-2.591	٪۹۵ مانا	-3.921	-4.105	-3.480	-3.168	٪۹۵ مانا
			نرخ تورم	-1.715	-3.531	-2.905	-2.590	نامانا	-2.181	-4.100	-3.478	-3.166	نامانا
			نسبتQ توبین	-1.474	-3.531	-2.905	-2.590	نامانا	-2.979	-4.100	-3.478	-3.166	نامانا
			اجاره واقعی	-0.830	-3.531	-2.905	-2.590	نامانا	-2.385	-4.100	-3.478	-3.166	نامانا
			موجودی مسکن	0.319	-3.522	-2.901	-2.588	نامانا	-2.916	-4.088	-3.472	-3.163	نامانا
			تعداد خانوار	_	_	_	_	_	_	_	_	_	_
		تفاضل مرتبه اول متغیر	قیمت واقعی مسکن	-4.155	-3.533	-2.906	-2.590	٪۹۹ مانا	-4.048	-4.103	-3.479	-3.167	٪۹۵ مانا
			نرخ تورم	-5.354	-3.531	-2.905	-2.590	٪۹۹ مانا	-5.310	-4.100	-3.478	-3.166	٪۹۹ مانا
			نسبتQ توبین	-9.419	-3.533	-2.906	-2.590	٪۹۹ مانا	-9.334	-4.103	-3.479	-3.167	٪۹۹ مانا
			اجاره واقعی	-8.343	-3.533	-2.906	-2.590	٪۹۹ مانا	-8.316	-4.103	-3.479	-3.167	٪۹۹ مانا
			موجودی مسکن	-2.536	-3.522	-2.901	-2.588	تقریباً ٪۹۰ مانا	-2.572	-4.088	-3.472	-3.163	نامانا
			تعداد خانوار	-3.595	-3.542	-2.910	-2.592	٪۹۹ مانا	0.338	-4.115	-3.485	-3.170	نامانا
Augmented Dickey-Fuller (Based on AIC)	یک ریشه واحد وجود دارد	سطح متغیر	قیمت واقعی مسکن	-3.299	-3.534	-2.906	-2.591	٪۹۵ مانا	-3.921	-4.105	-3.480	-3.168	٪۹۵ مانا
			نرخ تورم	-1.358	-3.538	-2.908	-2.591	نامانا	-2.352	-4.110	-3.482	-3.169	نامانا
			نسبتQ توبین	-1.474	-3.531	-2.905	-2.590	نامانا	-3.579	-4.113	-3.483	-3.170	٪۹۵ مانا
			اجاره واقعی	-0.830	-3.531	-2.905	-2.590	نامانا	-2.807	-4.105	-3.480	-3.168	نامانا
			موجودی مسکن	0.319	-3.522	-2.901	-2.588	نامانا	-2.916	-4.088	-3.472	-3.163	نامانا
			تعداد خانوار	_	_	_	_	_	_	_	_	_	_
		تفاضل مرتبه اول متغیر	قیمت واقعی مسکن	-4.443	-3.546	-2.911	-2.593	٪۹۹ مانا	-4.172	-4.121	-3.487	-3.172	٪۹۹ مانا
			نرخ تورم	-4.049	-3.538	-2.908	-2.591	٪۹۹ مانا	-4.013	-4.110	-3.482	-3.169	٪۹۵ مانا
			نسبتQ توبین	-9.419	-3.533	-2.906	-2.590	٪۹۹ مانا	-9.334	-4.103	-3.479	-3.167	٪۹۹ مانا
			اجاره واقعی	-8.343	-3.533	-2.906	-2.590	٪۹۹ مانا	-8.316	-4.103	-3.479	-3.167	٪۹۹ مانا
			موجودی مسکن	-2.536	-3.522	-2.901	-2.588	تقریباً ٪۹۰ مانا	-2.572	-4.088	-3.472	-3.163	نامانا
			تعداد خانوار	-4.403	-3.546	-2.911	-2.593	٪۹۹ مانا	0.199	-4.121	-3.487	-3.172	نامانا
Phillips-Perron	یک ریشه واحد وجود دارد	سطح متغیر	قیمت واقعی مسکن	-1.519	-3.531	-2.905	-2.590	نامانا	-2.330	-4.100	-3.478	-3.166	نامانا
			نرخ تورم	-2.181	-3.525	-2.902	-2.588	نامانا	-2.639	-4.092	-3.474	-3.164	نامانا
			نسبتQ توبین	-1.408	-3.531	-2.905	-2.590	نامانا	-3.022	-4.100	-3.478	-3.166	نامانا
			اجاره واقعی	-0.939	-3.531	-2.905	-2.590	نامانا	-2.547	-4.100	-3.478	-3.166	نامانا
			موجودی مسکن	1.362	-3.520	-2.900	-2.587	نامانا	-1.979	-4.085	-3.470	-3.162	نامانا
			تعداد خانوار	15.428	-3.525	-2.902	-2.588	نامانا	-10.079	-4.092	-3.474	-3.164	٪۹۹ مانا
		تفاضل مرتبه اول متغیر	قیمت واقعی مسکن	-4.197	-3.533	-2.906	-2.590	٪۹۹ مانا	-4.090	-4.103	-3.479	-3.167	تقریباً ٪۹۹ مانا
			نرخ تورم	-6.305	-3.527	-2.903	-2.589	٪۹۹ مانا	-6.252	-4.094	-3.475	-3.165	٪۹۹ مانا
			نسبتQ توبین	-9.424	-3.533	-2.906	-2.590	٪۹۹ مانا	-9.338	-4.103	-3.479	-3.167	٪۹۹ مانا
			اجاره واقعی	-8.346	-3.533	-2.906	-2.590	٪۹۹ مانا	-8.320	-4.103	-3.479	-3.167	٪۹۹ مانا
			موجودی مسکن	-2.295	-3.521	-2.901	-2.587	نامانا	-2.362	-4.086	-3.471	-3.162	نامانا
			تعداد خانوار	-6.857	-3.527	-2.903	-2.589	٪۹۹ مانا	9.905	-4.094	-3.475	-3.165	نامانا

مآخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار Eviews

جدول(۲- ب): آزمون برون زایی وو- هاسمن

```
                    Variable Addition Test (OLS case)
*******************************************************************************
 Dependent variable is LRTHP_SA
 List of the variables added to the regression:
 RINF          RQ_RATIO        RLRTR_SA        RTDM_SA         RLH_SA
 65 observations used for estimation from 1371Q3 to 1387Q3
*******************************************************************************
 Regressor              Coefficient       Standard Error         T-Ratio[Prob]
 C                         36.5321           12.6912             2.8785[.006]
 INF                      .0027497          .0021656             1.2697[.210]
 Q_RATIO                    .25311             .11595             2.1829[.033]
 LRTR_SA                    .34806             .59756             .58247[.563]
 TDM_SA                   .1391E-5          .6540E-6             2.1273[.038]
 LH_SA                     -2.3102             .91760            -2.5177[.015]
 RINF                     -.0026813          .0052042            -.51521[.609]
 RQ_RATIO                  -.21256             .12822            -1.6578[.103]
 RLRTR_SA                   .30816             .67791             .45457[.651]
 RTDM_SA                  .2765E-3          .0056273            .049133[.961]
 RLH_SA                     3.3923            10.9214             .31061[.757]
*******************************************************************************
 Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables :
 Lagrange Multiplier Statistic     CHSQ( 5)=   6.4870[.262]
 Likelihood Ratio Statistic        CHSQ( 5)=   6.8340[.233]
 F Statistic                   F(  5,  54)=   1.1973[.323]
*******************************************************************************
```

مآخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار *Microfit*

جدول (۳- ب): آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه برای تعیین تعداد بردارهای هم انباشتگی به روش جوهانسن – جوسیلیوس

```
            Cointegration with no intercepts or trends in the VAR
   Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix
*******************************************************************************
 65 observations from 1371Q3 to 1387Q3. Order of VAR = 2.
 List of variables included in the cointegrating vector:
 INF             LRTR_SA         LH_SA
 List of I(0) variables included in the VAR:
 Q_RATIO         TDM_SA          LRTHP_SA
 List of eigenvalues in descending order:
.49302     .093018     .017716
*******************************************************************************
 Null    Alternative    Statistic     95% Critical Value     90%Critical Value
 r = 0      r = 1         44.1533           17.6800                15.5700
 r<= 1      r = 2          6.3461           11.0300                 9.2800
 r<= 2      r = 3          1.1618            4.1600                 3.0400
*******************************************************************************
 Use the above table to determine r (the number of cointegratingvectors.)

            Cointegration with no intercepts or trends in the VAR
         Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix
*******************************************************************************
 65 observations from 1371Q3 to 1387Q3. Order of VAR = 2.
 List of variables included in the cointegrating vector:
 INF             LRTR_SA         LH_SA
 List of I(0) variables included in the VAR:
 Q_RATIO         TDM_SA          LRTHP_SA
 List of eigenvalues in descending order:
.49302     .093018     .017716
*******************************************************************************
 Null    Alternative    Statistic     95% Critical Value     90%Critical Value
 r = 0      r>= 1         51.6613           24.0500                21.4600
 r<= 1      r>= 2          7.5079           12.3600                10.2500
 r<= 2      r = 3          1.1618            4.1600                 3.0400
*******************************************************************************
 Use the above table to determine r (the number of cointegratingvectors.)
```

مآخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار *Microfit*

نام محقق		دکتر علی اکبر قلی زاده	مصطفی عاشری	نتایج پژوهش حاضر	سوئرنسن			
سال انتشار نتایج پژوهش		۱۳۸۸	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۲۰۰۶			
جامعه آماری		ایران	تهران	تهران	نروژ	هلند	انگلستان	آمریکا
بازه انتخاب داده ها	سال شروع	۱۳۷۰	۱۳۷۰	۱۳۷۱	۱۹۰۰	۱۸۲٤	۱۹۳۰	۱۹۱۳
	سال پایان	۱۳۸٦	۱۳۸۵	۱۳۸۷	۲۰۰٤	۲۰۰٤	۲۰۰٤	۲۰۰٤
تواتر داده ها		فصلی	فصلی	فصلی	سالانه	سالانه	سالانه	سالانه
روش اقتصادسنجی مورد استفاده جهت برآورد قیمت بنیادی مسکن		ARDL	ARDL	ARDL	OLS	OLS	OLS	OLS
نرم افزار مورد استفاده		microfit	microfit	microfit	OX	OX	OX	OX
متغیر وابسته		شاخص قیمت واقعی زمین	قیمت واقعی مسکن در تهران	لگاریتم قیمت واقعی مسکن	لگاریتم قیمت اسمی مسکن	لگاریتم قیمت اسمی مسکن	لگاریتم قیمت اسمی مسکن	لگاریتم قیمت اسمی مسکن
متغیرهای مستقل	۱ تورم	-	۱/۱۸	۰/۲۹۸	-	-	-	-
	۲ نرخ بهره	- ۸/۷۱۹	-	-	-	-	-	-
	۳ هزینه ساخت مسکن	۷۵۰	-	-	۰/۱۹	-	-	۰/۵۷
	٤ اجاره	-	-	۰/۷۵	۰/۹۸	-	-	۰/٦٦
	٥ نرخ سود تسهیلات	-	-	-	-	-	-	-
	٦ درآمد سرانه	-	-	-	-	۰/۷۱	۰/۹۲	-
	۷ موجودی مسکن	-	-	-۲/۲۸	-	-	-	-
	۸ متغیر جمعیتی	-	-	۳/۱۸	-	-	-	-
	۹ نسبت قیمت به هزینه ساخت (Q)	-	-	۰/۵۷	-	-	-	-
	۱۰ LTV	-	-	-	-	-	-	-
	۱۱ مساحت ساختمانهای تکمیل شده	-	-	-	-	-	-	-
	۱۲ مساحت ساختمانهای شروع شده	۷۳/۳٦	-	-	-	-	-	-
	۱۳ قیمت طلا (سکه)	-	-	-	-	-	-	-
	۱٤ نرخ ارز	-	-۰/۰۰۰٦	-	-	-	-	-
	۱۵ شاخص قیمت سهام	-	-۳۲٦	-	-	-	-	-
	۱٦ نقدینگی	۱/۹٦	۰/۰۰۳	-	-	-	-	-
	۱۷ تولید ناخالص داخلی	-	-	-	-	-	-	-
	۱۸ پسماند مدل قیمت مسکن	-	-	-	-	-	-	-
	۱۹ تفاضل قیمت مسکن	-	-	-	-	-	-	-
مقدار ثابت(C)		✔	✔	✔	✔	✔	✔	✔
روند زمانی (T)		✔	✘	✘	✘	✘	✘	✘
تعداد حداکثر وقفه ها		٤	٤	۱	-	-	-	-
معیار انتخاب وقفه	SBC	✔	✔	✔	-	-	-	-
	AIC	-	-	-	✔	✔	✔	✔
	HQC	-	-	-	-	-	-	-
آزمون های تشخیص	A (عدم همبستگی سریالی)	✔	✔	✔	در این مطالعه مقادیر مربوط به این آزمون گزارش نشده است.			
	B (عدم تورش تصریح)	✔	✔	✔	در این مطالعه مقادیر مربوط به این آزمون گزارش نشده است.			
	C (نرمالیتی)	✔	✔	✔	در این مطالعه مقادیر مربوط به این آزمون گزارش نشده است.			
	D (واریانس همسانی)	✔	✔	✔	در این مطالعه مقادیر مربوط به این آزمون گزارش نشده است.			
R2		۰/۹٤	۰/۹۹	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹٦	۰/۹۹	۰/۹۸
DW		۲/۲	۱/٦۳	۱/٦۲	۰/۱۷	۰/۱۵	۰/۱۷	۰/۱۲
آماره t بنرجی، دولادو و مستر		-٦/۱٤	-۳/٤۹	-٤/٦۲	در این مطالعه مقادیر مربوط به این آزمون گزارش نشده است.			
ضریب ECM		-۰/۷۵	-۰/۸۲	-۰/۱۸	در این مطالعه مقادیر مربوط به این آزمون گزارش نشده است.			

کنکاشی پیرامون رابطه ی توسعه اقتصادی و مرگ و میر ناشی از تصادفات جاده ای در ایران: کاربردی از رهیافت رگرسیون توزیع دو جمله ای منفی

الهام ذکائی علمداری*، دکتر حسن خداویسی**، دکتر فیروز فلاحی***

دریافت:۱۳۹۰/۲/۱۹ پذیرش:۱۳۹۰/۹/۱۵

چکیده

در سر تا سر جهان و به ویژه در ایران، تصادفات جاده ای یکی از دلایل مهم مرگ و میر به شمار می رود. هدف اصلی این مطالعه، بررسی رابطه ی میان توسعه اقتصادی و تلفات ناشی از تصادفات جاده ای در سطح استان های ایران طی سال های ۱۳۸۷- ۱۳۸۴ می باشد. با تمرکز عمده بر روی دو عامل رشد اقتصادی و توزیع نابرابر درآمد در میان سایر عوامل مربوط به توسعه اقتصادی، و با استفاده از رهیافت رگرسیون توزیع دو جمله ای منفی با اثرات تصادفی برای داده های تابلویی مربوط به ۳۰ استان ایران، نتایج نشان دهنده ی رابطه ی U شکل معکوس میان رشد اقتصادی و تلفات ناشی از تصادفات جاده ای می باشد. همچنین توزیع نا برابر درآمد اثر مثبتی بر تلفات دارد.

کلمات کلیدی: توسعه اقتصادی، تلفات ناشی از تصادفات جاده ای، رگرسیون توزیع دو جمله ای منفی.

طبقه‌بندی JEL: I18, I15, I14.

---

* کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه ارومیه Email: e.zokaei@gmail.com

** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه ارومیه ، نویسنده مسئول Email: h.khodavaisi@urmia.ac.ir

*** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز Email: ffallahi@tabrizu.ac.ir

مقدمه

با توجه به توسعه ی شهرنشینی و استفاده ی بیشتر از تکنولوژی و زندگی ماشینی در دهه های اخیر، وضعیت موجود نشان گر آن است که در سراسر جهان سالانه حوادث رانندگی موجب مرگ ۱/۲میلیون نفر و آسیب دیدگی بیش از ۵۰ میلیون نفر می شود. مطالعات سازمان بهداشت جهانی[1] (WHO) حاکی از آن است که افزایش بیش از ۶۵٪ این ارقام طی ۲۰ سال اخیر رخ داده است. پژوهش ها مؤید آن است که ۸۵٪ از این مرگ و میر ها و ۹۰٪ معلولیت های سالانه متعلق به کشورهای کم درآمد یا کشورهایی با درآمد متوسط بوده است و مرگ ناشی از حوادث رانندگی تا سال ۲۰۲۰ در کشورهای با درآمد بالا ۳۰٪ کاهش خواهد یافت، اما در کشورهای با درآمد پایین و متوسط همچنان روند افزایشی خود را حفظ خواهد کرد. در صورتی که اقدامات لازم به منظور پیشگیری از حوادث صورت نگیرد، پیش بینی می شود که حوادث رانندگی از مرتبه ی نهم بیماری ها و حوادث جهان در سال ۱۹۹۰ به مرتبه سوم در سال ۲۰۲۰ برسد.

آمار استخراج شده در ایران حاکی از آن است که بیماری های قلبی و عروقی و حوادث، علل اصلی مرگ و میر هستند. حوادث رانندگی پس از بیماری های قلبی و عروقی دومین علت مرگ و میر و در گروه سنی زیر ۴۰ سال اولین علت محسوب می شود؛ یعنی بیش از ۷۱٪ از کل مرگ و میر این گروه سنی ناشی از حوادث رانندگی است (شفیعی مقدم، ۱۳۸۵).

از سویی دیگر خسارات جاده ای پیامد های اقتصادی بر روی درآمد خانوار و اقتصاد ملی دارد. درآمد خانوار از جنبه ی هزینه های مراقبت پزشکی طولانی یا هزینه ی کفن و دفن و مهمتر از آن، از دست دادن درآمد به علت معلولیت یا مرگ نان آور خانواده و اقتصاد ملی از جنبه ی هزینه های مستقیم مربوط به تصادفات جاده ای تحت تأثیر قرار

1- World Health Organization

می گیرد (وایناند و همکاران[1]، ۲۰۰۳). اگر از جنبه دیگر پیامد های اقتصادی مشکل را بررسی کنیم می توان به این مسأله اشاره کرد که خساراتی که تصادفات وارد می کنند، همانند بیماریهایی همچون ایدز بیشتر به جمعیت فعال یک اقتصاد آسیب می رساند. فراهم کردن خدمات بهداشتی برای چنین آسیب دیدگانی ممکن است فشار زیادی بر سیستم بهداشت و بودجه ی ملی تحمیل نماید. بنابراین چندان عجیب نیست که تخمینهای WHO خسارات جهانی مربوط به آسیب های جاده ای را چیزی معادل ۵۱۸ بیلیون دلار آمریکا برآورد می کند که هزینه ای معادل ۱٪ تا ۳٪ تولید ناخالص داخلی[2] برای دولت ها را در پی دارد (WHO, 2009).

آنچه در این میان حائز اهمیت است چگونگی توزیع خسارات در میان کشورها و گروه های درآمدی داخل کشور ها می باشد. توزیع خسارات عموما به وسیله ی عوامل اقتصادی- اجتماعی تحت تأثیر قرار می گیرد. کشور های فقیر سهم نامتناسبی از خسارات و مرگ و میر را نسبت به سایر کشورها متحمل می شوند. در داخل کشورهای فقیر، مردم فقیر از سهم بالاتر خسارات و تلفات ناشی از حوادث جاده ای و در داخل کشورهای ثروتمند افراد از طبقه ی ضعیف اقتصادی- اجتماعی نسبت به گروه های درآمدی بالا از مرگ و جراحات جاده ای بیشتری رنج می برند. این عدم تجانس در خسارات و تلفات میان کشورها و گروه های مختلف اقتصادی- اجتماعی در داخل کشور ها مشکل نابرابری جهانی در مقوله ی سلامت را به تصویر می کشد. مشکلاتی که می تواند از طریق سیاست تمرکز بر روی ایمنی جاده ها و توجه به گروه های آسیب پذیر مورد توجه قرار گیرد (وایناند و همکاران، ۲۰۰۳).

مطالعات مختلف نشان می دهند که تقریبا نیمی از جان باختگان در حوادث جاده ای متعلق به کاربران آسیب پذیر جاده (برای مثال عابران پیاده، دوچرخه سواران، و کاربران وسایل

1- Vinand et al
2- GDP

نقلیه ی دو یا سه چرخه) و همینطور کاربران حمل و نقل عمومی پر خطر می باشند (WHO, 2009). به احتمال زیاد این افراد از طبقات پایین اقتصادی- اجتماعی می باشند. برای نمونه مطالعه ای در مورد یکی از شهرهای هندوستان نشان می دهد که مرگ ناشی از تصادفات جاده ای در گروه های فقیرتر مناطق شهری و روستایی به ترتیب ۱۳/۱ و ۴۸/۱ در هر ۱۰۰ هزار نفر بوده است که این تعداد برای گروه های ثروتمندتر به ترتیب ۷/۸ و ۲۶/۱ در هر ۱۰۰ هزار نفر می باشد. از این رو اگر کاربران آسیب پذیر جاده همان افرادی باشند که از لحاظ اقتصادی نیز قشری آسیب پذیر به حساب می آیند، بنابراین تصادفات جاده ای ممکن است به طور ضمنی دلالت بر پیامد های توزیع نامناسب درآمد داشته باشد (گریم و تریبیچ[1] ، ۲۰۱۰).

همان طور که ذکر شد ایران در میان کشورهایی است که متأسفانه یکی از بالاترین نرخ های مرگ و میر ناشی از تصادفات جاده ای را دارا می باشد و تا کنون در ادبیات اقتصادی چندان به این موضوع پرداخته نشده است، این مطالعه سعی دارد که این معضل و عوامل مؤثر بر آن را به صورت تخصصی مورد مطالعه قرار دهد.

براساس سازماندهی مباحث مقاله، بعد از مقدمه به بررسی مبانی نظری موضوع می پردازیم، سپس مطالعات تجربی صورت گرفته در دو حوزه مطالعات خارجی و داخلی مرور می شود. قسمت بعدی، به روش شناسی تحقیق اختصاص دارد که در دو بخش به آن پرداخته می شود. ابتدا به معرفی رهیافت رگرسیون داده های تابلویی با توزیع دوجمله ای منفی اشاره می شود و سپس مدل تحقیق، داده های مورد نیاز و اطلاعات آماری ارائه می شود. قسمت پنجم به تخمین مدل و تجزیه و تحلیل یافته های تحقیق اختصاص دارد و قسمت پایانی مقاله نیز به نتیجه گیری و ارائه توصیه های سیاستی می پردازد.

1- Grimm and Treibich

مبانی نظری موضوع

در این بخش به پایه های نظری چگونگی تاثیر متغیر های مورد توجه در این مقاله به خصوص نابرابری در توزیع درآمد و رشد اقتصادی، بر تلفات ناشی از تصادفات جاده ای اشاره می شود.

مطالعات و بررسی ها نشان می دهد که رشد استفاده از وسایل نقلیه موتوری مهمترین عامل در بروز تصادفات جاده ای است. رشد به کار گرفتن وسایل نقلیه موتوری که توأم با رشد اقتصادی و افزایش سطح درآمد سرانه است، معمولا افزایش تصادفات جاده ای را به همراه خواهد داشت. این موضوع از آنجا ناشی می شود که رشد اقتصادی باعث افزایش بهره برداری از خدمات حمل و نقل و به تبع آن افزایش تعداد سفرها خواهد شد، که در صورت عدم رعایت مقررات و نکات ایمنی، رشد فزاینده ای را در تعداد تصادفات شاهد خواهیم بود. تحلیل های انجام گرفته بر روی اطلاعات اقتصادی، وسایل نقلیه و تلفات ترافیکی بیش از ۸۸ کشور (شامل کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه) نشان می دهد که تلفات با افزایش درآمد سرانه رشد می یابد و در واقع در این مرحله از رشد اقتصادی، ناوگان وسایل نقلیه نیز افزایش می یابد که عامل اصلی افزایش تعداد تصادفات و تلفات ترافیکی است. در سطوح بالای درآمد که رشد سرانه مالکیت خودرو کندتر می شود و دولت ها و افراد، دقت و هزینه بیشتری را در ایمنی راهها صرف می کنند، نرخ کشته های ترافیکی کاهش می یابد (قربانی و ذاکری، ۱۳۸۵).

حال اگر از دید ریاضی به موضوع بپردازیم، مطالعات اخیر شواهدی در زمینه ی وجود رابطه ی U شکل معکوس میان سطح درآمد سرانه و تلفات جاده ای ارائه کرده اند. یعنی افزایش سطح درآمد در ابتدا با افزایش تلفات همراه است اما زمانی که درآمد از سطحی فراتر می رود این متغیر نیز کاهش می یابد که این رابطه مشابه منحنی کوزنتس (EKC)[1]، که در ادبیات اقتصاد توسعه و اقتصاد محیط زیست شناخته شده است، می باشد.

1- Environmental Kuznets Curve

یک تفسیر دیگر ارائه شده برای این رابطه شرح می دهد که در سطوح نسبتا پایین درآمد سرانه، افزایش در سطح درآمد منجر به رشد سریع تعداد وسایل نقلیه ی موتوری در جامعه می شود. این پدیده باعث می شود تا افرادی که صاحب چنین وسایل نقلیه ای نیستند (عابران پیاده و دوچرخه سواران)، تحت شرایط پر خطر قرار گیرند و برخورد صورت گرفته میان این افراد و وسایل نقلیه با احتمال زیادی منجر به مرگ می شود، بنابراین این مسأله باعث افزایش تلفات جاده ای می شود. این روند تا زمانی که درآمد ها و توسعه ی اقتصادی به یک حد مشخص برسد ادامه می یابد، در این نقطه ی زمانی اهمیت ایمنی جاده ها هرچه بیشتر مورد توجه قرار می گیرد که پس از آن در نتیجه ی ایجاد نهاد ها و تنظیم مقررات جدید برای ارتقاء ایمنی جاده ها، تلفات به تدریج کاهش می یابد (تیک هوآلا و همکاران، ۲۰۰۹).

برخی مطالعات دیگر از جنبه ای متفاوت به بررسی مسأله می پردازند. این نظریه بیان می کند، از آنجا که امنیت یک کالای نرمال به حساب می آید، بر اساس تئوری های اقتصادی که بیانگر رابطه مثبت میان سطح درآمد و تقاضای کالای نرمال می باشند، افزایش درآمد باید همراه با تقاضای بیشتر برای امنیت باشد. با این وجود، روند برای درآمد های پایین پیچیده است زیرا آمار نشان می دهد که در درآمد های پایین افزایش درآمد، منجر به امنیت ترافیکی کمتر و تلفات ترافیکی بیش تر می شود که با تئوری اقتصادی مذکور مطابقت ندارد. در مقابل در سطوح بالاتر درآمد این تئوری کاملا صادق است، یعنی درآمد بیش تر منجر به امنیت بیشتر و تلفات ترافیکی کمتر می شود (ون بیک و همکاران[1]، ۲۰۰۰). برای توجیه این تفاوت چند تفسیر ممکن است مطرح شود:

۱- مراحل پیشرفته تر توسعه پیش نیازی برای امکان ایجاد سازمان هایی توانمند می باشد. سازمان هایی که قابلیت وضع قوانین و الزامات موفقیت آمیز در جهت کنترل پیامدهای خارجی استفاده از وسایل نقلیه را داشته باشد.

1- Van Beeck et al

۲- کشورها به منظور حداکثر کردن رفاه ناشی از هر دلار هزینه شده برای بخش عمومی، سرمایه گذاری در بخش های سلامت عمومی و امنیت را بر اساس اهمیت طبقه بندی می کنند. در درآمد های پایین منطقی تر است که سرمایه گذاری کمتری برای امنیت جاده صورت گیرد. در این حالت افراد ریسک مربوط به استفاده از وسایل حمل و نقل پر خطر و کم هزینه را می پذیرند تا درآمد خود را بیش تر صرف مشکلات مربوط به تغذیه و بیماری های واگیر نمایند زیرا در مراحل اولیه ی گذر از بیماری های مسری[1] کنترل بسیار ساده تر است. در سطوح بالاتر درآمد مشکلات مربوط به بیماری های واگیر و سوء تغذیه تقریبا حل شده اند و اهمیت کمتری نسبت به خسارات جاده ای و حمل و نقل پیدا می کند بنابراین دولت و افراد منابع بیش تری صرف سرمایه گذاری برای امنیت جاده ها می کنند.

۳- رشد اقتصادی می تواند ترکیب عابران پیاده و وسایل نقلیه موتوری را در جاده ها تغییر دهد. زمانی که درآمد رشد می کند، عابران پیاده به عنوان بخشی از کاربران جاده، که تهدید جدی برای سایر کاربران به شمار نمی روند ولی خود به عنوان یک کاربر آسیب پذیر، به دلیل مواجهه با وسایل نقلیه موتوری، در معرض خطر قرار دارند، جای خود را به وسایل نقلیه ی موتوری می دهند. یعنی درآمد بالا امکان مالکیت وسیله نقلیه را به عابر پیاده سابق می دهد. این در شرایطی است که وسایل نقلیه ی موتوری نسبت به سایر کاربران با خطر کمتر مواجه هستند ولی تهدید بالقوه بالاتری برای سایر کاربران به شمار می روند (باهالا و همکاران[2]، ۲۰۰۷). در گام های اولیه توسعه، از آن جا که افزایش تعداد وسایل نقلیه ی موتوری تهدیدی جدی برای عابران پیاده به شمار می رود، تلفات جاده ای افزایش می یابد. در سطوح بالاتر درآمد، با افزایش کاربران وسایل نقلیه ی موتوری به رقمی بیش از نصف جمعیت در حال تردد، افزایش تعداد وسایل نقلیه موتوری منجر به

1- Epidemiological transition
2- Bahalla et al

کاهش تلفات می شود. بنابراین اثر ترکیب تابعی غیر یکنواخت (به شکل U معکوس) از درآمد می باشد

۴- شواهد موجود تأیید کننده نقش تکنولوژی پزشکی و سرمایه گذاری در امداد رسانی قبل از انتقال مجروح به بیمارستان، در کاهش تلفات ترافیکی می باشد. قابلیت یک کشور در احیا کردن و نجات دادن قربانیان حوادث جاده ای ارتباط تنگاتنگی با توسعه ی سیستم پزشکی دارد که چنین امری در مراحل بالاتر توسعه امکان پذیر است (بیشای و همکاران[1]، ۲۰۰۶).

در مورد عامل توزیع درآمد، مطالعات نشان می دهد که رابطه ی آماری مثبت میان نابرابری درآمد و تلفات جاده ای وجود دارد. با توجه به اینکه وسیله ی نقلیه یک کالای لوکس به حساب می آید پس می توان این طور استنتاج کرد که یک رابطه ی صعودی و محدب ما بین درآمد و مالکیت وسیله نقلیه وجود دارد[2]. این نتیجه خود منجر به دو نتیجه ی دیگر می شود که هریک کاربردی از نابرابری جنسن[3]، به حساب می آیند. اول اینکه درجه ی نابرابری درآمد در یک کشور به طور مثبتی با مالکیت وسیله ی نقلیه در ارتباط است. بنابراین در شرایط یکسان، افزایش نابرابری و به دنبال آن افزایش مالکیت وسیله ی نقلیه، احتمال برخورد میان دو یا چند خودرو (که تعدادی از آنها می تواند مرگبار باشد) را افزایش می دهد. دوم اینکه ناهمگنی مرتبط با شرایط و طرز ورود به جاده که ناشی از نابرابری درآمد است، در شرایط مساوی، حتی می تواند نقش عامل مالکیت وسیله نقلیه را کمرنگ تر کند و احتمال برخورد مرگبار میان دارندگان خودرو و سایر کاربران جاده را افزایش دهد. برای مثال نابرابری درآمد ممکن است باعث شود، افرادی که قادر به

---

1 - Bishai et al

۲- کالای لوکس کالایی است که درصد تغییرات تقاضا برای آن بیش از درصد تغییرات درآمد است . یعنی با افزایش درآمد تقاضا برای آن هم افزایش می یابد اما بیش از تغییرات درآمد. بنابراین یک رابطه صعودی و محدب بین درآمد و تقاضای یک کالای لوکس وجود دارد.

3- Jensen's Inequality

خرید خودرو نیستند و به شکل عابر پیاده، دوچرخه سوار و یا موتورسوار و مشابه آن (که کاربران آسیب پذیر جاده نامیده می شوند) وارد جاده می شوند و در مقابل افراد ثروتمندتر که دارای خودرو هستند برای استفاده از جاده به رقابت می پردازند و این نابرابری میان کاربران جاده همانطور که انتظار می رود، تلفات ناشی از تصادفات را تحت تاثیر قرار خواهد داد. این نا همگنی حتی در مورد خودرو های بزرگ و کوچک که شدت آسیب دیدگی آنها در تصادفات متفاوت است نیز وجود دارد.

بر اساس نابرابری جنسن، رابطه مشاهده شده میان نابرابری درآمد و تلفات جاده ای در صورتی که درآمد سرانه به سطحی برسد که تمام افراد جامعه قدرت خرید خودرو را داشته باشند کاهش می یابد. به طور قطع، اثری که ناشی از لوکس بودن وسایل نقلیه است همچنان باقی می ماند لیکن اثر بعدی، که ریشه در نامناسب بودن وسیله نقلیه و ناهمگنی در روش ورود به جاده دارد (برای مثال کاربران آسیب پذیر جاده در برابر مالکین خودرو)، احتمالا با افزایش درآمد از بین خواهد رفت ولی ناهمگنی در اندازه ی خودرو (بزرگی یا کوچکی) حتی با افزایش میانگین درآمد هنوز وجود خواهد داشت (آنبارسی و همکاران[1]، ۲۰۰۹).

مروری بر پیشینه پژوهش

مطالعات خارجی

وجود رابطه یU شکل معکوس برای اولین بار صریحا بوسیله ی ون بیک و همکاران[2](۲۰۰۰) ارائه شد. آنها در این کار رابطه ی بین توسعه اقتصادی و تلفات ناشی از تصادفات را در بلند مدت میان ۲۱ کشور صنعتی از دهه ی ۱۹۶۰ تادهه ی ۱۹۹۰، مورد بررسی قرار دادند. نتایج آنها به این صورت بود که در ۱۹ کشور از ۲۱ کشور، رابطه ی منفی بین توسعه اقتصادی و ریسک سلامتی وجود دارد.

1- Anbarci et al (2009)
2- Van Beeck et al (2000)

در ۱۶ کشور سطح درآمدی که از آن سطح رابطه ی منفی شروع شده است بین ۲۴۰۰ دلار تا ۳۶۰۰ دلار رخ داده است. در این بین کشور هایی یافت شدند که از تصویر کلی انحراف داشتند از جمله کشورهای یونان و اسپانیا که حتی در درآمد سرانه ی ۳۰۰۰ دلار نیز رابطه ی منفی بین دو متغیر ایجاد نشده است بنابراین رابطه ی بین توسعه و تلفات ناشی از تصادفات در بلند مدت غیر خطی نشان داده شده است.

کوپتس وکراپر(۲۰۰۵)، با استفاده از داده های تابلویی برای ۸۸ کشور و طی سالهای ۱۹۹۹-۱۹۶۳، به بررسی رابطه میان تلفات جاده ای با رشد اقتصادی پرداخته و از آن برای پیش بینی تلفات نواحی جغرافیایی استفاده کرده اند. نتیجه ای که حاصل شده بیانگر رابطه U شکل معکوس بین مرگ و میر ناشی از تصادفات و تولید ناخالص داخلی میباشد. پیش بینی ها نشان میدهد که در ۲۰ سال آینده، تلفات در کشورهایی با درآمد بالا تقریبا ۲۸٪ کاهش و در مقابل معادل ۹۲٪ در چین و ۱۴۷٪ در هند افزایش می یابد. همچنین نرخ مرگ جاده ای در کشورهای در حال توسعه تا سال ۲۰۲۰ تقریبا به ۲ نفر در هر ۱۰۰۰۰ نفر افزایش یافته در حالی که همین شاخص در کشورهایی با درآمد بالا به کمتر از ۱ نفر در هر ۱۰۰۰۰ نفر کاهش می یابد.

بیشای و همکاران (۲۰۰۶)، با استفاده از داده های ۴۱ کشور و برای دوره ی ۱۹۹۶-۱۹۹۲، تحلیل داده های تابلویی با اثرات ثابت را به کار می گیرند. نتایج نشان می دهد که در کشور های با درآمد پایین افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه منجر به افزایش تلفات و در کشور های ثروتمند منجر به کاهش تلفات می شود که ناشی از شدت کمتر جراحات و بهبود خدمات امداد رسانی و پزشکی بعد از جراحات می باشد. نتایج این مطالعه نیز تأیید کننده رابطه ی U شکل معکوس میان درآمد سرانه و تلفات جاده ای می باشد.

گرگ وحیدر[1](۲۰۰۶)، به بررسی و مطالعه ی روند مرگ و میر ناشی از تصادفات در کشور هندوستان پرداختند. از نتایج به دست آمده ی تحقیق مشاهده گردید که رابطه ی U

1- Garg and Hyder (2006)

شکل معکوس بین تولید ناخالص ملی، نرخهای مرگ و میر و مجروحین ناشی از تصادفات وجود دارد. آنها نتیجه گرفتند که هندوستان و دیگر کشورهای در حال توسعه بایستی از تجربه ی کشورهای صنعتی استفاده کنند و از طریق سرمایه گذاری در جهت ایمنی جاده ها و یکسری اقدامات پیشگیرانه، از افزایش مورد انتظار آسیب های ناشی از تصادفات جلوگیری نمایند.

پولوزی و همکاران[1](۲۰۰۷) ، به بررسی رابطه ی بین توسعه ی اقتصادی و مرگ و میر ناشی از تصادفات وسایل نقلیه موتوری برای استفاده کنندگان از جاده ها پرداختند. نتایج حاصل از تحقیقات آنها نشان داد که مرگ و میر ناشی از تصادفات وسایل نقلیه موتوری در میان کشورهایی با درآمد ملی پایین، در سطح ۲۰۰۰ دلار و مرگ و میر در کشورهایی با درآمد ملی بالا در درآمد بالاتر از ۲۴۰۰۰ دلار شروع به کاهش می نماید. بیشترین تغییرات در مرگ و میر تصادفات ناشی از وسایل نقلیه موتوری در ارتباط با توسعه اقتصادی به وسیله تغییرات در نرخ های میان سفر کننده های غیر موتوری و مخصوصا عابرین پیاده توضیح داده شده است. در مجموع نرخ برخورد وسایل نقلیه با هم، زمانی که عابران کمتری در جاده ها وجود داشته باشد پایین تر است و این نرخ زمانی که عابران پیاده ی بیشتری وجود دارد بالاتر است زیرا بین عابرین و وسایل نقلیه بر سر استفاده از جاده رقابت وجود دارد.

آنبارسی و همکاران (۲۰۰۹)، با استفاده از داده های تابلویی در مورد ۷۹ کشور و در فاصله ی زمانی ۲۰۰۰-۱۹۷۰ به بررسی اثر توزیع درآمد بر مرگ و میر ناشی از تصادفات پرداختند. مطالعات آنها نشان می دهد که نا برابری درآمد می تواند اثر مثبتی بر مرگ و میر ناشی از تصادفات داشته باشد.

1- Paulozzi et al (2007)

مطالعات داخلی

قربانی و ذاکری (۱۳۸۵) در مطالعه ای تحت عنوان "بررسی تأثیر رشد اقتصادی بر تصادفات و آینده نگاری وضعیت ایمنی جاده های کشور" با قبول وجود رابطه U معکوس میان رشد اقتصادی و کشته های تصادفات در سایر کشورها و اینکه در صورت پیروی و یا شرایط مشابه رشد اقتصادی کشور ما با سایر کشورها، ضمن تحلیل شرایط سالهای گذشته و حال کشور در زمینه ارتباط میان تعداد کشته ها و سوانح و اقتصاد کشور، پیش بینی از شرایط آینده وضعیت ایمنی کشور ارائه می کنند.

قریشی (۱۳۸۸)، در مورد داده های ایران، نشان می دهد که در یک بستر زمانی بلند مدت، یک رابطه U شکل میان درآمد سرانه و نرخ تلفات ناشی از تصادفات وجود دارد. به این معنی که در مراحل اولیه ی رشد اقتصادی، تلفات ناشی از تصادفات افزایش می یابد و به مرور زمان با توجه به بهبود شرایط اقتصادی- اجتماعی و به موازات رشد درآمد کاهش می یابد. مطالعه مذکور در سطح کل کشور و با داده های سری زمانی صورت گرفته و برای تخمین و تحلیل از روش حداقل مربعات معمولی استفاده شده است. ما با وارد کردن سایر متغیر ها و با استفاده از داده های تابلویی و رهیافت رگرسیون دو جمله ای منفی به بررسی این مسأله در سطح استان های ایران می پردازیم.

روش شناسی تحقیق

گاهی اوقات متغیر وابسته در یک مدل رگرسیونی، شامل تعداد دفعاتی است که یک پیشامد رخ می دهد. در این موارد متغیر وابسته $y= 0,1,2,3,\ldots$ خواهد بود. یعنی اعداد غیر منفی و یا زیر مجموعه ای از اعداد حسابی را به خود می گیرد. از این موارد خاص می توان به نمونه هایی همچون: تعداد مراجعت های یک فرد به پزشک در طول سال، تعداد مسافرت های فرد در طول سال، تعداد تصادفات در یک منطقه در طی یک سال و یا تعداد فرزندان یک خانواده اشاره کرد. در این موارد ما دیگر از توزیع نرمال استفاده

نخواهیم کرد و توزیع پواسن اساسا مورد استفاده قرار می گیرد (هیل و همکاران[1]، ۲۰۰۷).

به طور کلی داده های مربوط به تصادفات سه ویژگی خاص دارد که عبارتند از: وجود رابطه میان واریانس و میانگین، غیر منفی بودن این متغیر و غیر نرمال بودن توزیع جزء اخلال (جوانیس و چانگ[2]، ۱۹۸۶). روش های تحلیلی مختلفی در ارتباط با این ویژگیها وجود دارد. روش حداقل مربعات مقید می تواند مشکل تخمین غیر منفی متغیر را حل نماید اما در این روش تخمین های ارائه شده از ضرایب مدل تورش دار می باشند (فروم و همکاران[3]، ۱۹۷۳).

همچنین برای اجتناب از نا منفی بودن مقادیر تخمین، مدل های غیر خطی نیز مورد استفاده قرار می گیرند. در این روش با خطی سازی شکل غیر خطی مدل (برای مثال با لگاریتم گیری)، می توان از روش حداقل مربعات استفاده کرد. ولی از آنجا که لگاریتم صفر تعریف نشده می باشد بنابراین مشاهده ی صفر تصادفات (حالتی که هیچ تصادفی رخ نداده است) در این ارزیابی نمی تواند وارد شود و چون چنین مشاهده ای بسیار مهم است و می تواند نتایج را به صورت قابل ملاحظه ای تغییر دهد بنابراین نمی توان چنین مشاهده ای را نادیده گرفت. در برخی موارد پیشنهاد می شود که مقدار ثابتی (مثلا ۰/۰۴) به تمامی مشاهدات اضافه شود تا دیگر با مشکل مشاهده ی صفر مواجه نباشیم (لاوت[4]، ۱۹۷۷). چنین تغییری در مشاهدات می تواند به طور قابل توجهی نتایج تخمین را تحت تأثیر قرار دهد که مطلوب نمی باشد.

سومین مشکل که مربوط به غیر نرمال بودن توزیع جزء اخلال می باشد، ناشی از مقادیر کوچک و غیر منفی متغیر وابسته ی گسسته می باشد و از ویژگی های این متغیر به حساب می آید. تحت این شرایط فاصله اعتماد صحیح برای پارامترهای تخمین زده شده به دست

1- Hill et al (2007)
2- Jovanis and Chang (1986)
3- Frome et al (1973)
4- Lavette (1977)

نخواهد آمد و آزمون های معنی داری پارامتر غیر معتبر خواهد بود.

مدل رگرسیون پواسن، که فرض می کند متغیر وابسته از توزیع پواسن پیروی می کند، به شکل مؤثری اغلب مشکل های ناشی از مقادیر گسسته و غیر منفی مشاهدات در تحلیل رگرسیون خطی نرمال را حل می کند.

سه روش متفاوت برای تخمین پارامترهای مدل رگرسیون پواسن وجود دارد که عبارتند از: حداکثر راستنمایی، حداقل مربعات وزنی و تخمین حداقل χ^2.

روش تخمین حداکثر راستنمایی به طور گسترده در مطالعات پیشین مورد استفاده قرار گرفته است (جوانیس و چانگ، ۱۹۸۶). در این مطالعه نیز روش مذکور مورد استفاده قرار می گیرد.

اگر y یک متغیر تصادفی و دارای توزیع پواسن باشد، در این صورت تابع احتمال آن:

$$f(y) = P(Y = y) = \frac{e^{-\lambda}\lambda^{y}}{y!}، y = 0،1،2،... \quad (۱)$$

و داشته باشیم:

$$y! = y \times (y-1) \times (y-2) \times ... \times 1 \quad (۲)$$

این تابع احتمال دارای یک پارامتر (λ) می باشد که در توزیع پواسن نشانگر میانگین و واریانس y است. یعنی:

$$E(y) = var(y) = \lambda \quad (۳)$$

فرض پواسن در مورد برابری میانگین و واریانس ممکن است محدود کننده بوده و توسط داده های مورد استفاده ی ما، به دلیل پراکندگی زیاد آنها، نقض شود. در صورتی که فرض پواسن در مورد پراکندگی یکسان در داده ها (برابری میانگین و واریانس) برقرار نباشد، منجر به نتایجی مشابه با وجود ناهمسانی واریانس در مدل رگرسیون خطی می شود. با این تفاوت که شدت اثر گذاری آن بر روی انحراف معیار و آماره ی t گزارش شده بیش تر می باشد.

تابع واریانس شرطی متغیر y_i را در نظر می گیریم:

$$\omega_i = v[y_i | x_i] \quad (۴)$$

و همینطور واریانس تابعی از میانگین و درجه پراکندگی می باشد:

$$\omega_i = \omega(\mu_i ، \alpha) \quad (۵)$$

اغلب مدل ها حالت کلی تابع واریانس را به صورت زیر تصریح می کنند:

$$\omega_i = \mu_i + \alpha \mu_i^p \quad (۶)$$

در معادله ۶ ، p مقادیر ثابتی به خود می گیرد. علاوه بر حالت مربوط به پواسن که در آن $\alpha=0$ است، تحلیل ها اغلب به دو حالت ویژه محدود می شود:

حالت اول: واریانس مضربی از میانگین می باشد:

$P=1 \Rightarrow \omega_i = (1+\alpha)\mu_i$

حالت دوم: واریانس تابعی درجه دو از میانگین می باشد:

$P=2 \Rightarrow \omega_i = \mu_i + \alpha\mu_i^2$

در هر دو حالت پارامتر پراکندگی α است که تخمین زده می شود. با دقت در روابط مذکور بدیهی است که اگر $\alpha = 0$ واریانس و میانگین برابر خواهند بود و چنانچه $\alpha>0$ باشد، واریانس شرطی بیش از میانگین شرطی خواهد بود که نشان می دهد داده ها پراکندگی زیادی دارند. برای بررسی این مسأله و تشخیص در مورد توزیع مناسب، آزمونی با فرض صفر $\alpha = 0$ انجام می دهیم که عدم رد فرض صفر به این معنی است که توزیع دو جمله ای منفی و پواسن معادل هم می باشند و اگر فرض صفر رد شود یعنی α به طور معنی داری مخالف صفر می باشد که نشان دهنده ی پراکندگی زیاد داده ها بوده و باید از توزیع دو جمله ای منفی استفاده شود[1].

نتیجه ی این آزمون که در جدول (۱) ارائه شده است به وضوح نشان می دهد که در مورد داده های مورد آزمون فرض صفر رد شده است و همانطور که در بالا ذکر شد، می توان نتیجه گرفت که استفاده از توزیع دو جمله ای منفی برای ارزیابی مناسب تر می باشد.

1- www.stata.com

جدول (۱): نتیجه ی آزمون پراکندگی داده ها

ارزش احتمال	مقدار آماره	آماره به کار گرفته شده
۰/۰۰۰	۲۰۷۵/۹۵	$\bar{\chi}^2$

از آنجا که داده های مورد بررسی در این مطالعه ترکیبی از داده های سری زمانی و مقطعی می باشند، از روش ارائه شده توسط هاسمن و همکاران[1] (۱۹۸۴) برای تخمین مدل هایی با داده های تابلویی و دارای توزیع دو جمله ای منفی استفاده می کنیم (نولاند و اوه[2]، ۲۰۰۱).

معرفی مدل تحقیق و داده ها

بر اساس بنیان های نظری موضوع و مطالعات تجربی صورت گرفته نظیر مطالعات آنبارسی و همکاران (۲۰۰۹) و تیک هوآلا و همکاران (۲۰۰۹)، مدل زیر برای بررسی موضوع مورد استفاده قرار گرفته است:

$$f_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_{it} + \alpha_2 (\ln y_{it})^2 + \alpha_3 g_{it} + \alpha_4 x_{it} + u_{it} \qquad (۷)$$

$$i = 1، 2، 3، \ldots، 30 \qquad t = 1، 2، 3، 4$$

در مدل فوق، f_{it} بیانگر تعداد تلفات ناشی از تصادفات رانندگی در استان i و برای دوره t، y_{it} تولید ناخالص داخلی سرانه مربوط به هر استان در زمان t، g_{it} درصد ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری درآمد در هر استان و x_{it} برداری از متغیرها که تعداد تلفات را تحت تأثیر قرار می دهد. از میان تمامی متغیر های مؤثر لگاریتم جمعیت هر استان (lp_{it})، طول کل جاده های هر استان بر حسب کیلومتر (r_{it})، تعداد نقاط حادثه خیز رفع شده (s_{it}) به عنوان شاخصی برای سرمایه گذاری های زیربنایی انجام شده در هر استان و t به عنوان تقریب[3] برای بهبود تکنولوژی استفاده شده است که برای سال اول عدد۱، برای

1- Hausman et al (1984)
2- Noland and Oh (2001)
3- proxy

سال دوم عدد ۲ و.... که پیشرفت های حاصل شده در پزشکی، بهبود وسایل نقلیه وتجهیزات آن و از این قبیل را شامل می شود[۱]. همچنین برای کاهش نوسانات موجود در برخی از متغیرها از شکل لگاریتمی آنها استفاده شده است. لازم به ذکر است که آمار مربوط به متوفیات ارجاعی به پزشکی قانونی از سایت کمیسیون ایمنی راههای کشور، تولید ناخالص داخلی استان و جمعیت از سالنامه های آماری مرکز آمار ایران، ضریب جینی استانها از پژوهشکده ی مرکز آمار ایران و تعداد نقاط حادثه خیز رفع شده و طول جاده های استان از سالنامه های آماری سازمان حمل و نقل و پایانه های کشور استخراج شده است. قلمرو زمانی تحقیق نیز مربوط به سالهای ۱۳۸۷-۱۳۸۴ می باشد.

تخمین مدل و تحلیل یافته های تحقیق

مدل های رگرسیون ترکیبی یا تابلویی مبتنی بر داده های تابلویی می باشند. داده های تابلویی متشکل از مشاهداتی است که از واحد های مقطعی یا تکی طی چند دوره زمانی حاصل شده است. استفاده از داده های تابلویی مزایایی دارد. نخست اینکه، این داده ها حجم نمونه را به مقدار زیادی افزایش می دهند. دوم اینکه، با مطالعه ی مشاهدات مقطعی مکرر، داده های تابلویی برای مطالعه ی پویای تغییرات، تناسب بهتر و بیشتری دارند. سوم اینکه داده های تابلویی ما را قادر به مطالعه ی مدل های رفتاری پیچیده تری می سازند.

در داده های تابلویی با توزیع دو جمله ای منفی برای انتخاب میان روش تجمیع شده و اثرات تصادفی از آماره ی نسبت راستنمایی گزارش شده استفاده می شود. روش اثرات تصادفی به عنوان مدل غیر مقید و روش تجمیع شده به عنوان مدل مقید می باشد. رد فرضیه ی صفر بیانگر معنی داری اثرات تصادفی و استفاده از روش اثرات تصادفی می باشد.

---

۱. با توجه به محدودیت آمار و اطلاعات تنها برخی از متغیرهای تأثیر گذار بررسی شده است و برخی از آنها مانند طول بزرگراهها، وجود آزاد راه، تعداد تخت بیمارستانی سرانه، تعداد خودرو سرانه بررسی شد و به دلیل عدم معنی داری و تأثیر منفی آن در مدل حذف شده اند.

جدول(۲) نتایج آزمون معنی داری اثرات تصادفی

ارزش احتمال	مقدار آماره	آماره به کار گرفته شده
۰/۰۰۰	۶۳/۹۸	

نتیجه ارائه شده در جدول (۲) نشان می دهد که فرض صفر در سطح معنی داری ۱٪ رد شده است و نشانگر معنی داری اثرات تصادفی می باشد.

دو روش بسیار معروف ورایج برای تخمین مدل های رگرسیون با داده های تابلویی عبارتند از: (۱) مدل تأثیرات ثابت و (۲) مدل تأثیرات تصادفی (دامودار گجراتی[1]). برای تصمیم گیری در مورد به کار بردن روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده می شود. این آزمون برای بررسی وجود همبستگی بین جز خطا u_iو متغیر های توضیحی در مدل اثرات تصادفی به کار می رود که آماره ی آن دارای توزیع χ^2با درجه آزادی K (تعداد متغیر های توضیحی) است. جدول (۳) نشان می دهد که بر اساس نتیجه ی آزمون هاسمن فرض صفر را نمی توان رد کرد و از این رو روش اثرات تصادفی نسبت به روش اثرات ثابت کاراتر بوده و مدل مناسبتری است.

جدول (۳) نتیجه ی آزمون هاسمن

ارزش احتمال	مقدار آماره	آماره به کار گرفته شده
۰/۳۵۷۱	۷/۷۳	

بر اساس روش شناسی تحقیق، معادله (۷) با استفاده از رهیافت داده های تابلویی با توزیع دو جمله ای منفی و اثرات تصادفی تخمین زده شده است که نتیجه تخمین در جدول (۴) ارائه شده است:

1- Damodar N. Gujarati

جدول (۴): نتایج تخمین مدل بر اساس رهیافت داده های تابلویی با توزیع دو جمله ای منفی (اثرات تصادفی)

متغیرها	ضرایب تخمین زده شده	ارزش احتمال	مقدار آماره z
عرض از مبدأ	-۷/۴۲۱۸۳*	۰/۰۰۰	-۷/۵۱
تولید ناخالص داخلی سرانه	۰/۶۵۱۳۳۳۸***	۰/۰۵۸	۱/۹۰
مجذور تولید ناخالص داخلی سرانه	-۰/۰۹۰۸۴۰۳***	۰/۰۵۷	-۱/۹۰
ضریب جینی	۰/۰۰۱۷۷۸۶	۰/۷۲۷	۰/۳۵
جمعیت	۰/۷۹۳۰۵۷۹*	۰/۰۰۰	۱۳/۵۸
طول جاده	۰/۰۰۰۰۵۴۹***	۰/۰۶۵	۱/۸۵
تعداد نقاط حادثه خیز رفع شده	-۰/۰۰۰۹۴۹۱**	۰/۰۱۲	-۲/۵۳
تکنولوژی	-۰/۰۹۸۵۶۰۷*	۰/۰۰۰	-۵/۲۱
آماره ها	Log likelihood= -۵۴۰/۴۶۷۰۱		۰/۰۰۰=آزمون والد

*: در سطح ۱ درصد معنی دار است. **: در سطح ۵ درصد معنی دار است.

***: در سطح ۱۰ درصد معنی دار است.

همان طور که نتایج تخمین نشان می دهد علامت متغیر های توضیحی که نشان دهنده ی جهت اثر گذاری متغیر می باشد، مطابق انتظار می باشد. علامت درآمد مثبت و علامت توان دوم آن منفی است که تأیید کننده ی رابطه ی U معکوس میان سطح درآمد سرانه و تلفات می باشد. هر دو این متغیر ها در سطح ۱۰٪ کاملا معنی دار می باشند. متغیر بعدی که شاخص ضریب جینی برای نشان دادن نا برابری در توزیع درآمد در سطح استان می باشد نیز علامت مورد انتظار را دارا می باشد ولی این متغیر معنی دار نیست. متغیر جمعیت و تکنولوژی به طور کاملا معنی داری تلفات را تحت تأثیر قرار می دهند. هر دو این متغیر ها در سطح ۱٪ معنی دار می باشند و جهت اثر گذاری جمعیت مثبت و

تکنولوژی منفی می باشد که مطابق انتظارات می باشند. تعداد نقاط حادثه خیز رفع شده با علامت منفی و معنی داری در سطح ۵٪ نشان می دهد که افزایش سرمایه گذاری در زیر بناها و بهبود کیفیت راهها موجب کاهش تلفات می شوند و نهایتا عامل طول جاده ها برای حذف تورش ناشی از تفاوت مساحت استان اثر مثبت و معنی داری در سطح ۱۰٪ دارد. همانطور که قبلا هم ذکر شد سایر متغیر هایی که ممکن است تلفات را تحت تأثیر قرار دهد به دلیل محدودیت آمار و یا عدم معنی داری در مدل وارد نشده اند.

مقایسه نتیجه این مقاله با سایر مطالعات نشان می دهد: توزیع درآمد که در سایر کشورها اثر مثبت و معنی داری بر تلفات جاده ای داشت، در ایران اثر مثبت ولی بی معنی دارد و این ممکن است ناشی از کمبود اطلاعات و آمار در دسترس باشد.

نتیجه گیری و توصیه های سیاستی

نتایج این مطالعه نشان می دهد که رابطه ی میان مرگ ناشی از تصادفات جاده ای و درآمد سرانه در سطح استان های ایران و برای دوره ی ۱۳۸۷-۱۳۸۴ به شکل U معکوس یا مشابه با منحنی کوزنتس بوده است. این بررسی با رگرسیون دو جمله ای منفی برای داده های تابلویی با اثرات تصادفی به روش حداکثر راستنمایی صورت گرفته است. بنابراین سطوح بالاتر درآمد سرانه و همگام با آن اتخاذ سیاست های مؤثر در کاهش تصادفات، می تواند باعث بهبود وضعیت شود یعنی هرچند نتایج نشان می دهد که در مراحل اولیه توسعه با افزایش درآمد سرانه تلفات افزایش می یابد اما واکنش سریع سیاستگزاران می تواند نقطه بازگشت منحنی U شکل معکوس و در نتیجه کاهش تلفات را میسر سازد. همچنین شواهد ارائه شده در جدول (۳)، بیانگر این مسأله می باشند که رفع نقاط حادثه خیز در استانها اثر مثبتی بر کاهش تعداد تلفات جاده ای دارد، بنابراین توجه به ارتقای ایمنی جاده ها و سرمایه گذاری در زیرساختها می تواند سیاستی مناسب در جهت کاهش تلفات ناشی از تصادفات باشد.

منابع

1- Anbarci, N. Escaleras, M.A. and Register, C. (2009) "Traffic Fatalities: Does Income Inequality Create an Externality?", Canadian Economics Association, 1, pp.244-246.

2- Ansuategi, A. Escapa, M. (2002) "Economic Growth and Greenhouse Gas Emissions, Ecological Economics", 40 ,pp. 23–37.

3- Beeck, E. Borsboom, G. and Mackenbach, J.P. (2000) "Economic Development and Traffic Accident Mortality in the Industrialized World", International Journal of Epidemiology, 29, pp. 503-509.

4- Bhalla, K. Ezzati, M. Mahal, A. Salomon, J. and Reich, M. (2007) "A Risk-Based Method Formodeling Traffic Fatalities, Risk Analysis", 27, pp.125–136.

5- Bishai, D. Quresh, A. James, P. and Ghaffar, A. (2006) " National Road Casualties and Economic Development", Health Economics, 15 , pp. 65–81.

6- Darcin, M. and Selcen, D. (2007) "Relation between Quality of Life and Child Traffic Fatalities", Accident Analysis and Prevention, 39, pp. 826-832.

7- Dargay, J. and Gately, D. (1999) "Income's Effect on Car and Vehicle Ownership, worldwide:1960–2015", Transportation Research, 33, pp. 101–138.

8- Frome, E. Kutner, M. and Beauchamp, J. (1973) "Regression Analysis of Poisson Distributed Data", Journal of American Statistical Association, 344, pp. 935-940.

9- Garg, N. and Hyder, A. (2006) "Exploring the Relationship between Development and Road Traffic Injuries: a case study from India", European Journal of Public Health, 5, pp. 487-491.

10- Ghoraishi, R. (2010) "Investigating the Relationship between Economic Growth and Road Traffic Fatalities in Iran". MSc Dissertation. Urmia University.

11- Ghorbani, M. Zakeri, H. (2006) "Investigating the Impact of Economic Growth on Road Traffic Fatalities and Forecasting Iranian Road Traffic Fatalities, paper presented in the third Conference on Regional Traffic Managemen.

12- Green, W. (2005) "Functional Form and Heterogeneity in Models for Count Data", Econometrica, 2, pp. 113-218.
13- Grimm, M. and Treibich, C. (2010) "Socio-Economic Determinants of Road Traffic Accident Fatalities in Low and Middle Income Countries", Institute of Social Studies. Working Paper, No. 504.
14- Gujarati, D.N. (2005) "Basic Econometrics", Persian translation by Hamid Abrishami. Tehran University Press.
15- Hausman, J. Hall, B.H. and Griliches, Z. (1984) "Econometric Models for Count Data with an Application to the Patents R & D Relationship", Econometrica. 52, pp. 909–938.
16- Heerink, N. Mulatu, A. and Bulte, E. (2001) "Income Inequality and the Environment: Aggregation Bias in Environmental Kuznets curves", Ecological Economics, 38, pp. 359–367.
17- Hilbe, J.M. (2011) "Negative Binomial Regression", Cambridge University.
18- Hill, R. Griffiths, W. and Lim, G.C. (2007) "Principles of Econometrics", Cambridge University.
19- Hua Law, T. Noland, R.B. and Evans, A.W. (2009) "Factors Associated with the Relationship between Motocycle Deths and Economic Growth", Accident Analysis and Prevention, 41, pp. 234-240.
20- Jovanis, P. and Chang, H. (1986) "Modeling the Relationship of Accident to Mile Travelled", Transportation Research Record, 1068, pp. 42–51.
21- Kopits, E. and Maureen, C. (2005) "Traffic Fatalities and Economic Growth", Accident Analysis and Prevention, 37, pp. 169-178.
22- Lavette, R.A. (1977) "Development and Application of a Railroad-Highway Accident-Prediction Equation", Transportation Research Record, 628, PP. 12-19.
23- Mohamad-zadeh, P. Mami-pour, S. and Feshari, M. (2010) "Learning Econometrics with Stata Software". Noor-e-Elm Press.
24- Paulozzi, L. George, W.R. Espitia-Hardeman, V.E. and Yongli, X. (2006) "Economic Development's Effect on Road Transport-

Related Mortality among Different Types of Road Users", Accident Analysis and Prevention, 39, pp. 606-617.

25- Shafiee Moghadam, P. (2006) "An Investigation about the Trend of Road Traffic Fatalities in Iran and Comparing the Trend with the World Figures and Analysing the Performance of Red Crescent Based on Matrix Model", Transportation Journal of the Iranian Police, 15, pp. 15-45.

26- Vinand, M.N. and Michael, R.R. (2003) "Equity Dimensions of Road Traffic Injuries in Low- and Middle- Income Countries", Injury Control and Safety Promotion, 1-2, pp.13-20.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال دوم، شماره پنجم، زمستان ۱۳۹۰

جایگاه حمل و نقل و تاثیر آن بر دیگر بخش‌های اقتصاد کشور: یک تحلیل داده-ستانده

دکتر نورالدین شریفی *

دریافت: ۱۳۹۰/۷/۱ پذیرش: ۱۳۹۰/۱۰/۲۸

چکیده

این مقاله در پی تعیین موقعیت بخش حمل و نقل در اقتصاد ایران و تاثیر آن بر دیگر بخش‌های اقتصادی کشور است. برای تعیین میزان تاثیرگذاری این بخش در تولیدات دیگر بخش‌های اقتصادی و مقایسه آن با این بخش‌ها، از پیوندهای پیشین کل (خالص و ناخالص) استفاده می‌گردد. میزان تحرک آفرینی توسعه فعالیت‌های حمل و نقل در بخش‌های مختلف اقتصادی با استفاده از شاخص ارتباط پسین کل (خالص و ناخالص) اندازه‌گیری می‌شود. منابع آماری تحقیق از جدول داده-ستانده سال ۱۳۸۰ مرکز آمار ایران که آخرین جدول آماری کشور است تامین می‌گردد. به دلیل این که ۴۵/۸٪ از خدمات حمل و نقل به مصرف نهایی می‌رسد، موقعیت این بخش، به لحاظ زمینه سازی برای تولیدات بخش‌های تولیدی از متوسط بخش‌های اقتصادی اندکی بالاتر و به لحاظ تحرک آفرینی در بخش‌های تولیدی، از متوسط بخش‌های اقتصادی اندکی پایین‌تر است. از نظر رتبه بندی، رتبه حمل و نقل در بین ۴۰ بخش تولیدی کشور در همه این شاخص‌ها از ۱۹ تا ۲۲ در نوسان می‌باشد.

کلمات کلیدی: پیوندهای پیشین، پیوندهای پسین، تحلیل داده-ستانده، حمل و نقل، ایران

طبقه‌بندی JEL: C670، L900، L990

* استادیار گروه اقتصاد دانشگاه مازندران، نویسنده مسئول Email: nsharify@umz.ac.ir

مقدمه

حمل و نقل از جمله بخش‌های اقتصادی است که خدمات آن هم به صورت واسطه و هم به صورت نهائی مورد استفاده قرار می‌گیرد. سهم هر یک از گروه‌های تقاضا کننده خدمات حمل و نقل از کشوری به کشور دیگر و از دوره‌ای به دوره دیگر متفاوت است. از آنجایی که هر یک از گروه‌های تقاضا کننده، ویژگی خاصی دارد، اطلاع از ترکیب تقاضا کنندگان، امکان برنامه‌ریزی آن‌را آسان‌تر می‌سازد.

تغییرات سهم این گروه‌ها به عوامل گوناگونی بستگی دارد. گسترش استفاده از وسایل حمل و نقل عمومی به وسیله خانوارها، سهم خدمات این بخش به صورت مصرف نهایی را افزایش می‌دهد. توسعه ناوگان هوایی و دریایی برون مرزی هم سبب افزایش مصارف نهایی این بخش به وسیله دیگر کشورها می‌شود. هر یک از این عوامل به نوبه خود، تابع عوامل دیگری است که درصورت تغییر، حمل و نقل هم به تبع آنها تغییر خواهد کرد.

در قسمت مصارف واسطه‌ای، استفاده بخش‌های اقتصادی از خدمات حمل و نقل یکسان نیست. حمل و نقل در فرآیند تولید بعضی از بخش‌ها، نقش بیشتری دارد. در نتیجه، توسعه این بخش‌ها مستلزم توسعه حمل و نقل و تاسیسات زیربنایی مرتبط با آن است. در مقابل توسعه حمل و نقل نیز موجب توسعه بخش‌های مختلف تولیدی می‌شود. بخش‌هایی که به طور مستقیم یا غیرمستقیم، نیازهای بیشتری از حمل و نقل را برآورده می‌سازند، ارتباط بیشتری با آن خواهند داشت.

این تحقیق در جستجوی تعیین موقعیت بخش حمل و نقل عمومی درون شهری و برون شهری بار و مسافر شامل حمل و نقل جاده‌ای، ریلی، هوایی، دریایی، لوله‌ای و خدمات پشتیبانی متعلق به آنها می‌باشد. برای این منظور، میزان استفاده مستقیم و غیرمستقیم حمل و نقل از بخش‌های دیگر اقتصادی محاسبه می‌گردد. استفاده مستقیم و غیرمستقیم دیگر بخش‌ها از خدمات حمل و نقل نیز مورد محاسبه قرار می‌گیرد. به این منظور، شاخص‌های پیوندی پیشین و پسین جزء و کل (خالص و ناخالص) بخش‌های اقتصادی محاسبه و با

حمل و نقل مقایسه می‌شوند. علاوه براین، ارتباط پیشین و پسین جزء و کل (خالص) حمل و نقل با دیگر بخش‌های تولیدی به تفکیک این بخش‌ها محاسبه تا امکان بررسی این ارتباط به تفکیک بخش‌ها فراهم گردد.

از ویژگی‌های این تحقیق که در تحقیقات قبلی کشور ما در زمینه حمل و نقل دیده نمی‌شود، استفاده از شاخص ارتباطی پیشین کل (خالص) بر پایه مدل کای و لیونگ[1] (۲۰۰۴) است که بر مدل طرف عرضه گش[2] (۱۹۵۸) استوار می‌باشد. این شاخص امکان مطالعه اثر حذف یک بخش بر تولیدات دیگر بخش‌های اقتصاد را فراهم می‌سازد. از ویژگی‌های دیگر این تحقیق استفاده از شاخص پسین کل (خالص) است. این شاخص امکان مطالعه تاثیر خالص تغییرات یک بخش بر بخش‌های بالادستی آن در اقتصاد را میسر می‌سازد. و سرانجام، استفاده از آخرین جدول آماری کشور از دیگر ویژگی‌های این تحقیق در مقایسه با تحقیقات مشابه در زمینه حمل و نقل محسوب می‌شود.

این مقاله در شش بخش سازماندهی شده است. جایگاه حمل و نقل از دید نظری و مطالعات انجام شده در خصوص اهمیت آن در اقتصاد بخش دوم این تحقیق را تشکیل می‌دهد. مروری بر مطالعات انجام شده در زمینه حمل و نقل و کارهای مشابه در کشور و خارج از آن موضوع بخش آتی این تحقیق است. بخش سوم به معرفی منابع آماری و مدل مورد استفاده در این تحقیق اختصاص دارد. به این منظور، آمارها و روابط مورد استفاده در این تحقیق معرفی می‌شوند. یافته‌های تحقیق هم موضوع بخش چهارم آن است. و سرانجام، نتایج تحقیق پایان بخش آن خواهد بود.

---

1 .Cai & Leung (2004)
2 .Ghosh (1958)

مطالعه نظری

حمل و نقل به مجموعه ای از فعالیت‌های جابه‌جایی انسان و کالا در اقتصاد اطلاق می‌گردد. این خدمات به صورت‌های ریلی، جاده‌ای، هوایی، دریایی، لوله‌ای و خدمات پشتیبانی است که به شکل درون‌شهری، برون‌شهری و حتی برون مرزی انجام می‌شود. بخش قابل ملاحظه‌ای از خدمات حمل و نقل به صورت نهایی و بخشی دیگر در فرآیند تولید مورد استفاده قرار می‌گیرد.

از نظر تئوری، تقاضا برای حمل و نقل، عمدتا در گروه تقاضای مشتق دسته‌بندی می‌شود که از تقاضا برای دیگر کالاها و خدمات ناشی می‌گردد. به این ترتیب، خدمات حمل و نقل فی‌نفسه مورد تقاضای نهایی و واسطه‌ای قرار نمی‌گیرند، بلکه تقاضای آنها مستلزم پیدا شدن تقاضا برای دیگر کالاها و خدمات وابسته است که اهمیت این بخش را در زمینه سازی برای فعالیت‌های دیگر بخش‌ها نشان می‌دهد.

توسعه حمل و نقل امکان دسترسی به منابع و بازارها را فراهم و به این ترتیب، امر تولید و بازار رسانی و مبادله کالاها را آسان‌تر می‌سازد. آسان‌سازی بازار رسانی محصولات و مبادله آن‌ها امکان استفاده از صرفه‌های ناشی از مقیاس تولید و ارتقای بهره‌وری عوامل تولید را میسر می‌گردد. نتیجه این تحولات، کاهش قیمت نهاده‌ها و هزینه‌های تولید کالا و خدمات را به همراه دارد. این امر سبب می‌شود تا همان طوری که تحقیقات به عمل آمده توسط رضایی ارجرودی و تسبیحی (۱۳۸۶) و مهرگان و دهقانی‌احمدآباد (۱۳۸۹) نشان داده است، رشد حمل و نقل موجب رشد اقتصادی کشور شود. همچنین، تحقیقات خادارو و سیتاناه[1] (۲۰۰۸)، بابازاده و همکاران (۱۳۸۸)، پرادهان[2] (۲۰۱۰)، الیسابتا[3] (۲۰۱۱) و عیسی‌گول و همکاران[4] (۲۰۱۲) نیز نشان داده است که تاثیر حجم سرمایه و سرمایه‌گذاری

1 .Khadaroo & Seetanah (2008)
2 .Pradhan (2010)
3 .Elisabetta (2011)
4 .Aysegul et al (2012)

در بخش حمل و نقل بر اشتغال و رشد اقتصادی مثبت می‌باشد.

علاوه براین، توسعه حمل و نقل به دلیل آسان سازی فعالیت‌های تولیدی و امکان جابه‌جایی آسان‌تر بار و مسافر موجب کاهش نابرابری بین منطقه‌ای و متعادل‌تر شدن توزیع درآمد در کشورها را فراهم می‌سازد. تحقیقات به عمل آمده در کشور ما در این زمینه نیز مؤید این حقیقت است که رشد اقتصادی ناشی از توسعه حمل و نقل موجب کاهش نابرابری درآمدی بین خانوارهای مناطق شهری و روستایی می‌شود (مهرگان و دهقانی احمدآباد، ۱۳۸۹).

از طرف دیگر فعالیت‌های این بخش موجب تحرک دیگر بخش‌های اقتصادی می‌شود. علاوه بر زیر ساخت‌های حمل و نقل به شکل جاده، راه‌آهن، فرودگاه، بندر، خطوط لوله و پایانه‌های حمل بار و مسافر که احداث هر یک از آنها مستلزم سرمایه‌گذاری‌های فراوان زیربنایی است، ادوات و تجهیزات مورد استفاده در انواع ناوگان حمل و نقل و خدمات جانبی آن‌ها هم به دلیل سرمایه‌بر بودن، سبب تحریک دیگر بخش‌های اقتصادی می‌گردد. این امر سبب می‌شود تا همان طوری که تحقیقات پریرا و اندراز[1] (۲۰۰۵) در پرتغال و موسوی‌جهرمی و عبادتی‌فرد (۱۳۸۷) در ایران نشان داده است، سرمایه‌گذاری دولت در حمل و نقل موجب گسترش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و رشد اقتصادی در این کشورها شده است.

و سرانجام، هزینه‌های جاری فعالیت‌های حمل و نقل هم به طور مستقیم و غیرمستقیم، زمینه توسعه فعالیت‌های دیگر بخش‌ها را فراهم می‌سازد. از آنجایی که حمل و نقل معمولا یکی از مصرف‌کنندگان عمده سوخت‌های فسیلی است، نتیجه این امر ایجاد تقاضا برای تولیدات پالایشگاه‌های بنزین، گازوئیل و گازهای CNG و توسعه جایگاه‌های عرضه آن‌ها می‌باشد. نیاز به تعویض و تعمیر قطعات یدکی، بخشی از تقاضا برای خدمات تعمیرات و تجارت در کشور را به عهده دارد. و بالاخره، بخش قابل ملاحظه‌ای از تقاضای خدمات

1 .Pereira & Andraz (2005)

بانک‌ها و شرکت‌های بیمه هم مستقیما از فعالیت‌های حمل و نقل ناشی می‌شود.

مروری بر مطالعات انجام شده

نتایج جستجوهای به عمل آمده در منابع نشان می‌دهد، اگرچه تحقیقات نسبتا گسترده‌ای در زمینه حمل و نقل انجام شده است، تحقیقات چندانی در تعیین موقعیت حمل و نقل در کشور صورت نگرفته است. با این حال، اکثر قریب به اتفاق تحقیقات انجام شده در زمینه تعیین موقعیت حمل و نقل، با استفاده از روش داده-ستانده انجام شده است. در تحقیق بزازان (۱۳۸۴) که با استفاده از شاخص‌های پیشین و پسین سنتی حاصل از جدول‌های داده-ستانده سال‌های ۱۳۵۲، ۱۳۶۵، ۱۳۷۰ و ۱۳۷۹ و کشش تولید داده-ستانده انجام شده است، با وجود ارتباط ضعیف بخش حمل و نقل با دیگر بخش‌ها، این بخش بالاترین ارتباط متقابل و پایدار را با صنعت به عنوان مهمترین بخش اقتصادی کشور، داشته است. لذا توصیه شده است که توسعه حمل و نقل مستلزم توسعه صنعت در کشور می‌باشد.در تحقیقات محمودی و همکاران (۱۳۸۴) نیز که با استفاده از پیوندهای پیشین و پسین سنتی حاصل از جدول ملی سال ۱۳۷۰ (مرکز آمار ایران ۱۳۷۶) صورت پذیرفته است، بخش معادن وابستگی شدیدی به حمل و نقل نشان داده است. در مقابل حمل و نقل نیز اتکای شدیدی به بخش سایر محصولات صنعتی دارد. رتبه این بخش از لحاظ قدرت انتشار و حساسیت در بین ۱۸ بخش اقتصادی کشور در این سال به ترتیب ۱۱ و ۳ بوده است.

در تحقیق امیریان (۱۳۸۳) که روابط متقابل حمل و نقل ریلی با سایر بخش‌های اقتصادی را با استفاده از شاخص پیوند پسین کل بررسی کرده است، در بین ۲۰ بخش اقتصادی کشور در سال ۱۳۷۸، این بخش با ضریب فزاینده ۱/۵، در ردیف ۱۴ قرار گرفته است. این درحالی است که بخش سایر حمل و نقل (به استثنای حمل و نقل ریلی) با ضریب فزاینده ۱/۶۸ در ردیف ۱۲ قرار داشته است. معبودی (۱۳۷۸) نیز با استفاده از روش‌های طرف تقاضای سنتی و نوین سلا-کلمنتر جایگاه بخش حمل و نقل را با استفاده از جدول داده-ستانده سال ۱۳۷۰ مورد بررسی قرار داده است. براساس نتایج این تحقیق،

اولا بخش حمل و نقل از بخش‌های کلیدی کشور محسوب می‌شود. ثانیا حمل و نقل در مقایسه با بخش‌های آموزش، برق، مسکن، آب، ارتباطات، بهداشت و گاز از اهمیت بالاتری برخوردار می‌باشد.

کارهای مشابه دیگری هم در مقایسه بخش‌های اقتصادی و از آن جمله حمل و نقل در کشور صورت گرفته است. بزازان و محسن‌پور[1] (۲۰۱۱) اهمیت جایگاه مسکن در تهران را با استفاده از روش‌های مختلف حذفی مورد مطالعه قرار داده‌اند. آزاد و همکاران[2] (۲۰۱۰) بخش‌های کلیدی اقتصاد ایران را با استفاده از روش‌های سنتی و نوین ارتباطی مشخص کرده‌اند. ترحمی و اسفندیاری (۱۳۸۹) با استفاده از پیوند پیشین، پسین و کشش‌های تولید و اشتغال بخش‌های اقتصادی کشور را برحسب ظرفیت‌های بالقوه ستانده و اشتغال رتبه‌بندی نموده‌اند. علاوه بر شاخص‌های فوق، ترحمی (۱۳۸۹) در تحقیقی دیگر که با استفاده از الگوی لئونتیف و گش صورت پذیرفته است، اهمیت بخش مالی را از طریق کاهش اشتغال ناشی از حذف این بخش مطالعه کرده است. سیدمشهدی و همکاران (۱۳۹۰) جایگاه صنعت نفت در اقتصاد ایران را با استفاده از پیوند پیشین و پسین، کشش تولید، اشتغال و روش حذف فرضی با استفاده از الگوهای لئونتیف و گش مورد بررسی قرار داده‌اند. بانوئی و همکاران (۱۳۹۰) اهمیت اندازه بخش‌های اقتصادی استان گلستان را با استفاده از روش سنتی و نوین که علاوه بر تکنولوژی واسطه‌ای، اندازه تقاضای نهایی و ارزش افزوده واقعی بخش‌ها را هم مورد توجه قرار می‌دهد تعیین کرده‌اند. جهانگرد و سپهوند (۱۳۹۰) ضرایب کالاهای واسطه‌ای در قالب الگوهای رشد اقتصادی ایران را محاسبه کرده‌اند. شریفی (۱۳۹۰) نیز جایگاه بخش نفت و تغییرات آن در تامین نهاده برای بخش‌های تولیدی کشور را با استفاده از الگوی گش تعیین نموده است.

اما از بعد روش شناسی، (در یک جمع‌بندی کلی) علی‌رغم این‌که در مقدار شاخص

---

1 .Bazzazan & Mohsenpour (2011)
2 .Azad et al (2010)

ارتباط پیشین و پسین مستقیم بخش‌ها که توسط چنری و واتانابه[1](۱۹۵۸) ارایه شده است، اختلاف نظری دیده نمی‌شود، چنین توافقی در اندازه‌گیری شاخص‌های کل (شامل مستقیم و غیرمستقیم) وجود ندارد. جمع ستونی معکوس ماتریس لئونتیف راسموسن[2](۱۹۵۶) به عنوان شاخص ارتباط پسین کل، که در تحقیقات زیادی مورد استفاده قرار گرفته است نیز از این مباحثات مستثنی نیست. این شاخص که اثر کالاهای نهایی تولید شده در بخش‌ها را بر اقتصاد نشان می‌دهد به وسیله بعضی از نویسندگان نظیر هزاری[3](۱۹۷۰)، به مسئله توجه به تابع ترجیحات برنامه‌ریز و یا لاماس[4](۱۹۷۶)، با توجه به وزن تقاضای نهایی بخش‌ها در محاسبه این شاخص تبدیل شده است.

با این حال، اختلاف نظر در مورد محاسبه شاخص ارتباط پیشین کل از پسین کل به مراتب بیشتر است. در حالی که جونز[5](۱۹۷۶) جمع سطری معکوس ماتریس لئونتیف را برای نشان دادن شاخص پیوند پیشین کل پیشنهاد کرده است، جمع سطری معکوس ماتریس طرف عرضه گش[6](۱۹۵۸) به جای معکوس ماتریس لئونتیف نیز بوسیله افرادی چون جونز(۱۹۷۶) پیشنهاد شده است.

علاوه براین، دسته‌ای از محققین هم بحث خود مصرفی و خود القایی بخش‌های تولیدی را مورد توجه قرار داده‌اند. از آنجایی که ممکن است بعضی از تغییرات، به علت خودمصرفی و خودالقایی بخش‌های مورد مطالعه باشد، بحث این اثرات و ارایه پیوندهای کل خالص مطرح شده است. برای رفع این اثرات، روش‌های مختلفی ارائه شده است. از جمله این روش‌ها، مدل کای و لیونگ[7](۲۰۰۴) است که به منظور مطالعه وضعیت بخش کشاورزی در هاوائی آمریکا مورد استفاده قرار گرفته است. این مدل با حذف فرضی یک

1 .Chenery & Watanabe (1958)
2 .Rasmussen (1956)
3 .Hazari (1970)
4 .Laumas (1976)
5. Jones (1976)
6 .Ghosh Supply-Deriven (GSD) (1958)
7 .Cai & Leung (2004)

بخش از اقتصاد، اثرات آنرا بر بخش‌های مختلف و کل اقتصاد نشان می‌دهد.

اخیرا نیز روش‌های دیگر هم برای تعیین ارتباط پیشین و پسین کل بخش‌ها مورد استفاده قرار گرفته است. کاردنت و سنچو[1] (۲۰۰۷) مدل تعادل عمومی محاسبه پذیر را برای تعیین بخش‌های کلیدی مورد استفاده قرار داده‌اند. براساس روش ارایه شده به وسیله کولر و لاپتاکیک[2] (۲۰۰۷) که برای تعیین اهمیت بخش کشاورزی اتریش در اقتصاد این کشور مورد استفاده قرار گرفته است، جمع اثرات درآمدی مستقیم، غیر مستقیم و القایی فعالیت‌های این بخش به همراه تشکیل سرمایه آن بدون احتساب مضاعف اثرات آنها معیار ارزیابی بخش‌ها قرار گرفته است. اوسترهاون[3] (۲۰۰۸) نیز پیشنهاد ارتباط خالص دو طرفه بخش‌ها در تعیین بخش‌های کلیدی را جایگزین ارتباط ناخالص یک طرفه بخش‌ها نموده است. امورز و روئدا کنتوچ[4] (۲۰۰۹) روش تحلیل پوششی داده‌ها را که برای تعیین بخش‌های کلیدی اقتصادهای ۲۷ کشور عضو اتحادیه اروپا مورد استفاده قرار داده است، پیشنهاد نموده است.

معرفی منابع آماری و مدل تحقیق

منابع آماری این تحقیق جدول داده-ستانده سال ۱۳۸۰ کشور است (مرکز آمار ایران ۱۳۸۵). این جدول که به قیمت تولید کننده می‌باشد، در حال حاضر آخرین جدول رسمی و آماری کشور محسوب می‌شود. از آنجایی که انجام این تحقیق مستلزم در اختیار داشتن جدول بخش در بخش می‌باشد، با فرض تکنولوژی بخش، ابتدا جدول مورد نیاز تحقیق از جداول مصرف و عرضه محاسبه می‌گردد. به منظور رعایت اختصار، بخش‌های هم گروه جدول ۹۹×۹۹ بخشی حاصل با توجه به موضوع تحقیق و دسته‌بندی ISIC[5] در یک دیگر

1 .Cardenete and Sancho (2007)
2 .Koller and Luptacik (2007)
3 .Oosterhaven (2008)
4 .Amores and Rueda-Cantuche (2009)
5 .International Standard Industrial Classification (ISIC)

ادغام و جدول ۴۰×۴۰ مبنای محاسبات این تحقیق قرار می‌گیرد.

برای محاسبه شاخص ارتباط پیشین جزء از مدل طرف عرضه گش(۱۹۵۸) استفاده می‌شود. بر این اساس B، ماتریس ضرایب فنی این مدل که b_{ij} عناصر آن است از رابطه (۱) به دست می‌آید:

$$b_{ij} = \frac{X_{ij}}{Q_i} \qquad (۱)$$

X_{ij} داد و ستد بین بخشی و Q_i تولیدات بخش i را نشان می‌دهد. به این ترتیب، PF_i شاخص ارتباط پیشین جزء بخش i که سهم مصارف واسطه در تولیدات این بخش را نشان می‌دهد از رابطه (۲) حاصل می‌شود.

$$PF_i = \sum_{j=1}^{n} b_{ij} \qquad (۲)$$

پیوند پیشین کل دیگر شاخصی است که در این تحقیق مورد استفاده قرار می‌گیرد. این پیوند اثرات مستقیم و غیرمستقیم تغییرات برونزای پدید آمده در تولیدات یک بخش را بر کل تولیدات بخش‌ها نشان می‌دهد. برحسب حذف یا عدم حذف اثرات خودمصرفی و خودالقایی بخش مورد مطالعه، این شاخص به صورت خالص و ناخالص تعریف می‌شود. پیوند پیشین کل (ناخالص) بخش‌ها از رابطه اساسی مدل عرضه گش به دست می‌آید:

$$QB + W = Q \Rightarrow Q(I - B) = W \Rightarrow Q = W(I - B)^{-1} = WG \qquad (۳)$$

Q بردار سطری تولیدات بخش‌ها، W بردار سطری نهاده‌های اولیه شامل اجزای ارزش افزوده و واردات می‌باشد. $G = (I - B)^{-1}$، معکوس ماتریس ستانده یا معکوس ماتریس نهاده مدل گش است. جمع سطری این ماتریس که تاثیر هر واحد از تولیدات بخش i در زمینه سازی برای کل تولیدات بخش‌های اقتصادی (شامل بخش i) را نشان می‌دهد به عنوان پیوند پیشین کل (ناخالص) استفاده می‌شود. به این ترتیب، TF_i شاخص پیوند پیشین کل (ناخالص) از رابطه (۴) به دست می‌آید.

$$TF_i = \sum_{j=1}^{n} g_{ij} \qquad (۴)$$

g_{ij} عناصر ماتریس G می‌باشد.

اثر پیشین کل خالص بخش‌ها از ضرایب طرف عرضه گش[1] که به وسیله کای و لیونگ (۲۰۰۴) ارایه شده است استفاده می‌شود. مقدار این اثر برای بخش i، با حذف اثرات خود مصرفی و خودالقایی[2] این بخش حاصل می‌شود. به این ترتیب، اثر یک واحد تغییر تولیدات بخش i بر کل تولیدات بخش‌ها، زمانی که تغییری در عوامل اولیه مابقی بخش‌های اقتصادی صورت نپذیرد، مورد مطالعه قرار می‌گیرد.

برای این منظور، با افراز ماتریس B به صورت رابطه (۵):

$$B = \begin{pmatrix} B_{ii} & B_{ij} \\ B_{ji} & B_{jj} \end{pmatrix} \qquad (۵)$$

B_{ij} و B_{jj} زیر ماتریس‌های ماتریس افراز شده B برای حالتی که i =۱ است به شکل رابطه (۶) بسط داده می‌شود:

$$B_{jj} = \begin{pmatrix} b_{22} & b_{23} & \cdots & b_{2n} \\ b_{32} & b_{33} & \cdots & b_{3n} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ b_{n2} & b_{n3} & \cdots & b_{nn} \end{pmatrix} \qquad (۶)$$

$$B_{ij} = \begin{pmatrix} b_{12} & b_{13} & \cdots & b_{1n} \end{pmatrix}$$

GSD_i اثر یک واحد تغییر در تولید بخش i (یعنی $\Delta Q_i = 1$)، در صورتی که معادله i از مدل گش کنار گذاشته شود و هیچ تغییری هم در نهاده‌های اولیه سایر بخش‌ها وجود نداشته باشد (یعنی $\Delta w_j = 0$)؛ بر تولید کل به صورت رابطه (۷) درمی‌آید:

$$GSD_i = 1 + B_{ij}(I - B_{jj})^{-1} e \qquad (۷)$$

---

1 .Ghosh Supply-Deriven Multiplier (GSD)

۲ .یعنی اثر تولیدات بخش i در بخش‌های دیگر برای تولید کالاهای مورد نیاز بخش i

e بردار ستونی یکه می‌باشد.

به این ترتیب، شاخص GSD_i ارتباط بخش‌ها را به عنوان مصرف کنندگان تولیدات بخش i نشان می‌دهد. رابطه (۷) به صورت روابط (۸)، (۹) و (۱۰) که ارتباط پیشین بخش $i = 1$ را به ترتیب با بخش‌های ۲، ۳ و n نشان می‌دهد، قابل تجزیه است. بخش‌هایی که دارای پیوند پیشین بزرگتری با بخش i می‌باشند، از تولیدات بخش i به صورت نهاده واسطه استفاده بیشتری می‌کنند.

$$GSD_1(2) = \begin{pmatrix} b_{12} & 0 & \cdots & 0 \end{pmatrix} (I - B_{jj})^{-1} \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix} \quad (۸)$$

$$GSD_1(3) = \begin{pmatrix} 0 & b_{13} & \cdots & 0 \end{pmatrix} (I - B_{jj})^{-1} \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix} \quad (۹)$$

$$GSD_1(n) = \begin{pmatrix} 0 & 0 & \cdots & b_{1n} \end{pmatrix} (I - B_{jj})^{-1} \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix} \quad (۱۰)$$

بنابراین GSD بخش i برای یک اقتصاد n بخشی که اجزای آن ارتباط پیشین بخش i= ۱ با بخش‌های دوم، سوم، ... و n ام می‌باشد به صورت رابطه (۱۱) قابل تجزیه می‌باشد.

$$GSD_1 = 1 + GSP_1(2) + GSP_1(3) + \cdots + GSP_1(n) \quad (۱۱)$$

همانند شاخص‌های ارتباط پیشین، شاخص‌های ارتباط پسین بخش حمل و نقل با دیگر بخش‌های اقتصادی نیز مورد مطالعه قرار می‌گیرد. شاخص ارتباط پسین جزء از رابطه (۱۲) محاسبه می‌شود. این شاخص سهم تولیدات داخل را در هزینه تولیدات بخش‌ها نشان

می‌دهد. بخش‌هایی که ارتباط مستقیم بیشتری با بخش‌های اقتصاد دارند، از پیوند پسین جزء بزرگتری برخوردار می‌باشند.

$$PB_j = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_{ij}}{Q_j} \qquad (۱۲)$$

به منظور مطالعه اثر تحرک آفرینی مستقیم و غیرمستقیم حمل و نقل در بخش‌های بالا دستی که تدارک کنندگان نیازهای این بخش می‌باشند، از شاخص ارتباط پسین کل (ناخالص) بخش‌ها استفاده می‌شود. این شاخص که از رابطه (۱۴) به دست می‌آید، تولیدات مورد نیاز بخش‌های مختلف اقتصادی که به صورت مستقیم و غیرمستقیم در تولید هر واحد کالای نهایی مورد استفاده قرار می‌گیرد را نشان می‌دهد.

$$Q' = AQ' + F \Rightarrow (I - A)Q' = F \Rightarrow Q' = (I - A)^{-1} F \Rightarrow CF \qquad (۱۳)$$

$$TB_j = \sum_{i=1}^{n} c_{ij} \qquad (۱۴)$$

Q' بردار ستونی تولید کل بخش‌ها، A ماتریس ضرایب فنی مدل طرف تقاضای لئونتیف، F بردار ستونی تقاضای نهایی، $C = (I - A)^{-1}$ معکوس ماتریس لئونتیف است که عناصر آن c_{ij} تاثیر هر واحد از تقاضای نهایی در بخش j را بر تولیدات بخش i نشان می‌دهد. به این ترتیب، TB_j شاخص ارتباط پسین کل (ناخالص) تحرک آفرینی هر واحد تولید نهایی در بخش j را در بخش‌های اقتصادی اندازه‌گیری می‌کند.

از آنجایی که ممکن است بعضی از این تولیدات، به صورت خود مصرفی و یا خودالقایی صورت پذیرفته باشد، بحث شاخص ارتباط پسین کل (خالص) پیش می‌آید. برای این منظور، با افراز ماتریس A در رابطه (۱۵)، باحذف فرضی بخش i از اقتصاد، اثر یک واحد تولید کل این بخش با کنار گذاشتن معادله آن از مدل محاسبه می‌شود.

$$A = \begin{bmatrix} A_{ii} & A_{ij} \\ A_{ji} & A_{jj} \end{bmatrix} \qquad (۱۵)$$

همان طوری که در رابطه (۱۵) آمده است، A_{ij} و A_{jj} زیر ماتریس‌های ماتریس افراز شده A است که رابطه (۱۶) شکل بسط داده شده آن‌را برای ۱ =j نشان می‌دهد:

$$A_{ji} = \begin{pmatrix} a_{21} \\ a_{31} \\ \vdots \\ a_{n1} \end{pmatrix} \quad \text{و} \quad A_{jj} = \begin{pmatrix} a_{22} & a_{23} & \cdots & a_{2n} \\ a_{32} & a_{33} & \cdots & a_{3n} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ a_{n2} & a_{n3} & \cdots & a_{nn} \end{pmatrix} \qquad (۱۶)$$

به این ترتیب، LSD_j اثر یک واحد تغییر در تولید بخش j (یعنی $\Delta Q_j = 1$)، زمانی که معادله j از مدل لئونتیف جدا می‌شود و هیچ تغییری هم در تقاضای نهایی سایر بخش‌ها وجود ندارد (یعنی $\Delta f_i = 0$ است) بر تولید کل، به صورت زیر در می‌آید:

$$LSD_j = 1 + e'(I - A_{jj})^{-1} A_{ji} \qquad (۱۷)$$

عدد ۱ در سمت راست رابطه (۱۷) نشان دهنده تغییر برونزا در تولید بخش j است. زمانی که $j = 1$ است، عبارت $e'[(I - A_{jj})^{-1} A_{ji}]$ اثر یک واحد تغییر در ستانده بخش ۱ بر بقیه اقتصاد را نشان می‌دهد که شامل $n - 1$ اثر از طریق ارتباط پسین مستقیم بخش ۱ به ترتیب بر بخش ۲ (a_{21})، بخش ۳ (a_{31}) و بخش n (a_{n1}) می‌باشد. به این ترتیب، این اثر می‌تواند به اجزای مختلف تجزیه شود که هر جزء آن اثر یک واحد افزایش در تولید بخش ۱ بر $n - 1$ بخش باقیمانده ۲، ۳، ...و n را که به صورت $LSD_1(2)$ ، $LSD_1(3)$ و $LSD_1(n)$ نشان داده می‌شوند، اندازه‌گیری کند:

$$LSD_1(2) = \begin{pmatrix} 1 & 1 & \cdots & 1 \end{pmatrix} (I - A_{jj})^{-1} \begin{pmatrix} a_{21} \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix} \qquad (۱۸)$$

$$LSD_1(3) = \begin{pmatrix}1 & 1 & \cdots & 1\end{pmatrix}(I - A_{jj})^{-1}\begin{pmatrix}0\\ a_{31}\\ \vdots\\ 0\end{pmatrix} \qquad (۱۹)$$

$$LSD_1(n) = \begin{pmatrix}1 & 1 & \cdots & 1\end{pmatrix}(I - A_{jj})^{-1}\begin{pmatrix}0\\ 0\\ \vdots\\ a_{n1}\end{pmatrix} \qquad (۲۰)$$

روابط (۱۸)، (۱۹) و (۲۰) تحرک خالص حاصل از یک واحد افزایش در تولید بخش ۱ را به ترتیب بر بخش‌های ۲، ۳ و n نشان می‌دهد. بنابراین، شوک حاصل از یک واحد تولید در بخش ۱ بر اقتصاد، زمانی که به دلیل حذف اثرات درون بخشی این بخش کنار گذاشته می‌شود، به صورت رابطه (۲۱) در می‌آید.

$$LSD_1 = 1 + LSD_1(2) + LSD_1(3) + \cdots + LSD_1(n) \qquad (۲۱)$$

یافته‌های تحقیق

با توجه به ارقام حاصل از جدول داده-ستانده سال ۱۳۸۰، ۴۵/۸٪ از خدمات این بخش در دوره مورد مطالعه به صورت نهایی مورد استفاده قرار گرفته است. در این بین خانوارها عمده‌ترین استفاده کنندگان این خدمات را تشکیل می‌دهند که بیش از ۳۷٪ از خدمات این بخش را مورد استفاده قرار داده‌اند. پس از خانوارها، مصرف کنندگان خارجی اعم از تولید کنندگان و خانوارهای آنها قرار دارند که در استفاده از تولیدات نهایی این بخش در ردیف دوم قرار گرفته‌اند. ۵۴/۲٪ از کل خدمات حمل و نقل هم به مصرف بخش‌های تولیدی رسیده است که در فرآیند تولید کالاها و خدمات مورد استفاده قرار گرفته است (جدول ۱).

جدول (۱) شاخص ارتباط پیشین جزء بخش‌های مختلف اقتصاد را نشان می‌دهد. همان طوری که ملاحظه می‌شود، در بین چهل بخش اقتصادی کشور، حمل و نقل با شاخصی

معادل ۰/۵۴۲ در رتبه نوزدهم قرار دارد. این درحالی است که مقدار این شاخص برای تعدادی از بخش‌ها که تولیدات داخلی آنها کفاف مصارف بخش‌های اقتصادی را نمی‌کند، بزرگتر از واحد می‌باشد. با این حال، متوسط مقدار این شاخص در بخش‌های اقتصادی ۰/۵۰۳ بوده است، که از مقدار شاخص ارتباطی حمل و نقل کمتر است.

به منظور بررسی بیشتر مصارف واسطه‌ای حمل و نقل در بخش‌های تولیدی، با استفاده از روابط (۱) و (۶)، بردار سطری B_{ij} سهم بخش‌ها در استفاده مستقیم از خدمات حمل و نقل محاسبه شده است. همان طوری که ملاحظه می‌شود، بخش "عمده فروشی و خرده فروشی" با مصرف ۹/۸۷٪ از خدمات این بخش در حمل و نقل کالاها، در بین چهل بخش اقتصادی در رتبه نخست قرار دارد. پس از آن حمل و نقل که تقریبا تنها استفاده کننده "خدمات پشتیبانی و کمکی حمل و نقل" است که از زیر بخش‌های این بخش می‌باشد، با مصرف ۹/۷۲٪ از خدمات این بخش بیشترین استفاده کننده مستقیم خدمات حمل و نقل محسوب می‌شود. و سرانجام، بخش ساختمان هم با مصرف ۸/۶۵٪ از خدمات حمل و نقل، سومین استفاده کننده مستقیم این خدمات در جابجائی مصالح و ماشین‌آلات مربوطه است.

به منظور مطالعه نقش حمل و نقل در جریان تولید، که از طریق ارتباط مستقیم آن با بخش‌های مختلف آغاز و با ارتباط غیرمستقیم آن بخش‌ها در فرآیند تولید با دیگر بخش‌ها ادامه می‌یابد، با استفاده از رابطه (۴) شاخص ارتباط پیشین کل (ناخالص) بخش‌ها محاسبه شده است (جدول ۲). براساس این شاخص، هر واحد خدمات حمل و نقل، زمینه برای تولید ۱/۹۷۰ واحد انواع کالاها و خدمات را در کشور فراهم می‌سازد. با توجه به میانگین این شاخص برای بخش‌های مختلف اقتصادی کشور که ۱/۹۶۴ بوده است، مقدار این شاخص برای حمل و نقل از متوسط مقدار این شاخص برای بخش‌های تولیدی کشور، اندکی بیشتر است. رتبه حمل و نقل با توجه به مقدار این شاخص در بین چهل بخش تولیدی کشور، در ردیف بیستم قرار دارد.

به منظور حذف اثرات خود مصرفی و خودالقایی حمل و نقل در زمینه سازی برای

تولیدات بخش‌های اقتصادی، از رابطه (۱۱) استفاده شده است. براساس این شاخص که با حذف فرضی یک بخش از اقتصاد، اثرات هر واحد تغییرات در تولید آن در اقتصاد را نشان می‌دهد، هر واحد تغییر در تولیدات خدمات حمل و نقل، سبب ۱/۷۵۶ واحد تغییر در تولیدات کشور می‌شود که خدمات حمل و نقل از این حیث هم در ردیف بیستم جای دارد. این در حالی است که یک واحد آن مربوط به حمل و نقل و ۰/۷۵۶ واحد آن مربوط به دیگر بخش‌ها است که به طور مستقیم و غیرمستقیم از خدمات این بخش متاثر می‌شوند. در مقایسه با شاخص پیشین کل (ناخالص) این بخش، اثرات خودمصرفی و خودالقایی این بخش مشخص می‌شود. متوسط شاخص پیشین کل (خالص) بخش‌های اقتصادی کشور در سال ۱۳۸۰، ۱/۷۷۴ بوده است که اندکی از شاخص پیشین کل (خالص) بخش حمل و نقل بیشتر است.

دو ستون سمت چپ جدول (۲) میزان تاثیر پذیری مستقیم و غیرمستقیم بخش‌ها به ازای یک واحد تغییر در تولیدات خدمات حمل و نقل و رتبه آنها را نشان می‌دهد که با استفاده از روابط (۸) تا (۱۰) محاسبه شده است. براساس نتایج حاصل، تغییرات در حمل و نقل بیشترین تاثیر را بر بخش "عمده فروشی و خرده فروشی" خواهد گذاشت. به طوری که هر واحد افزایش (یاکاهش) در تولیدات خدمات حمل و نقل، به طور مستقیم و غیرمستقیم زمینه ۰/۱۵۶۷ واحد افزایش(یا کاهش) تولید را در این بخش فراهم می‌سازد. پس از آن بیشترین تاثیر از آن بخش ساختمان است. هر واحد تغییر در تولیدات حمل و نقل به میزان ۰/۱۰۲۶ واحد در تولیدات ساختمان تاثیر می‌گذارد.

جدول (۳) شاخص ارتباط پسین جز بخش‌ها (PB_j) را نشان می‌دهد که با استفاده از رابطه (۱۲) محاسبه شده است. براساس این شاخص، به طور متوسط هر واحد هزینه در بخش حمل و نقل، ۰/۳۶ واحد تقاضا برای بخش‌های تولیدی کشور ایجاد می‌کند که رتبه حمل و نقل از لحاظ این شاخص در بین بخش‌های اقتصادی ۲۱ است. این درحالی است که متوسط مقدار این شاخص برای بخش‌های مختلف اقتصادی کشور ۰/۳۹ می‌باشد.

جدول (۳) همچنین، مقدار تقاضای مستقیم حمل و نقل از تولیدات بخش‌های مختلف اقتصادی (A_{ij}) را نشان می‌دهد. براساس این شاخص که با استفاده از رابطه (۱۲) حاصل شده است، ۹/۷۱۹٪ از هزینه‌های حمل و نقل عمدتا به صورت کمیسیون و امثال آن به بخش حمل و نقل برمی‌گردد که در مقایسه با دیگر بخش‌ها بیشترین سهم را در هزینه‌های این بخش دارد. پس از آن، بخش "تعمیر وسائل نقلیه موتوری و کالاهای شخصی و خانگی" قرار دارد که ۶/۵۳۵٪ از هزینه‌های حمل و نقل را به خود اختصاص می‌دهد. بخش" صنایع فرآورده‌های نفتی تصفیه شده و ذغال کک" سومین بخشی است که ۵/۴۷۶٪ از هزینه‌های حمل و نقل بابت تامین انواع سوخت و روغن‌های مورد نیاز در ناوگان حمل و نقل به آن تعلق می‌گیرد. و سرانجام جدول (۴) شاخص‌های ارتباط پسین کل بخش‌ها را نشان می‌دهد. براساس شاخص ارتباط پسین کل (ناخالص) بخش‌ها، هر واحد خدمات نهایی که در بخش حمل و نقل تولید می‌شود، به طور مستقیم و غیرمستقیم نیازمند ۱/۶۰۱ واحد تولید کالا و خدمات در کشور است که حمل و نقل از این حیث در رتبه بیست و یکم قرار دارد. این در حالی است که متوسط تحرک آفرینی هر واحد کالای نهایی تولید شده در بخش‌های تولیدی کشور، ۱/۶۹۱ واحد می‌باشد که از مقدار این شاخص برای حمل و نقل بیشتر است.

شاخص ارتباط پسین کل (خالص) بخش‌ها نیز مورد محاسبه قرار گرفته است. براساس این شاخص، میزان تحرک آفرینی بخش‌های اقتصادی زمانی که نیازهای خودمصرفی و خود القایی این بخش‌ها حذف می‌شود، هر واحد از تولیدات حمل و نقل ۱/۴۲۷ واحد تقاضا برای بخش‌های اقتصادی ایجاد می‌کند. یک واحد از این تقاضا، در خود حمل و نقل است و ۰/۴۲۷ آن در بخش‌های دیگر ایجاد می‌شود. میانگین این شاخص برای بخش‌های مختلف اقتصادی ۱/۵۴۰ است که از مقدار آن برای حمل و نقل که با توجه به این شاخص در ردیف بیست و دوم قرار دارد، بیشتر است.

و بالاخره، دو ستون سمت چپ جدول (۴)، خالص تاثیر هزینه‌های بخش حمل و نقل

بر تقاضا برای تولیدات بخش‌های مختلف، زمانی که هزینه‌های خود مصرفی و خودالقایی این بخش حذف می‌شوند را نشان می‌دهد. بر این اساس، به ازای هر ۱۰۰۰۰۰ ریال هزینه بخش حمل و نقل، ۹۱۵۵ ریال تقاضا برای خدمات بخش " تعمیر وسائل نقلیه موتوری و کالاهای شخصی و خانگی" ایجاد می‌شود که در مقایسه با دیگر بخش‌ها در رتبه اول قرار دارد. پس از آن، هر یک از بخش‌های " صنایع محصولات لاستیکی و پلاستیکی" و "صنایع فرآورده‌های نفتی تصفیه شده و ذغال کک" در ردیف‌های دوم و سوم قرار دارند که مقدار تقاضای ایجاد شده برای تولیدات آنها به ترتیب، ۹۰۴۲ و ۸۸۱۸ ریال می‌باشد.

نتایج تحقیق

تقریبا نیمی از تولیدات خدمات حمل و نقل به صورت نهائی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این بین خانوارها عمده‌ترین مصرف کنندگان خدمات این بخش می‌باشند. نیم دیگر از تولیدات این بخش هم به مصرف بخش‌های مختلف تولیدی می‌رسد.

علی‌رغم اینکه نیمی از خدمات حمل و نقل به صورت نهایی به مصرف می‌رسد، این بخش در زمینه سازی برای تولیدات بخش‌های اقتصادی نقش موثری دارد. به طوری که شاخص‌های (نشان دهنده) زمینه سازی برای تولیدات بخش‌ها، نظیر شاخص ارتباط پیشین جز و پیشین کل (ناخالص) این بخش از متوسط مقدار این شاخص در اقتصاد بیشتر است. با این وجود، موقعیت این بخش در تحرک آفرینی مستقیم و کل اعم از خالص و ناخالص از متوسط بخش‌های اقتصادی کشور ضعیف‌تر است. از نظر رتبه‌بندی، این بخش در بین بخش‌های اقتصادی، از موقعیت نسبتا متوسطی برخوردار است. به طوری که رتبه این بخش در بین ۴۰ بخش اقتصادی مورد مطالعه، از لحاظ شاخص‌های مختلف مطالعه شده در این تحقیق، از ۱۹ تا ۲۲ در نوسان است.

موقعیت بخش‌ها در نیاز به حمل و نقل و رفع نیازهای حمل و نقل متفاوت است. در مجموع، بخش‌های "عمده فروشی و خرده فروشی"، "حمل و نقل"، "ساختمان" و "صنایع غذایی" به ترتیب بیشترین استفاده کنندگان مستقیم خدمات حمل و نقل محسوب

می‌شوند. در مقابل، بخش‌های "حمل و نقل"، "تعمیر وسائل نقلیه موتوری و کالاهای شخصی و خانگی"، "ساخت فرآورده‌های نفتی تصفیه شده و ذغال کک" و "ساخت محصولات لاستیکی و پلاستیکی" به ترتیب عمده‌ترین تامین کنندگان نیازهای مستقیم بخش حمل و نقل می‌باشند.

با این حال، نتایج اثرات مستقیم و غیرمستقیم خالص حمل و نقل که اثرات خود مصرفی و خودالقایی این بخش را با حذف فرضی از اقتصاد کنار می‌گذارد، اندکی با اثرات مستقیم آن متفاوت است. بر این اساس، بدون در نظر گرفتن اثرات خود مصرفی و خودالقایی حمل و نقل، بخش‌های "عمده فروشی و خرده فروشی"، "ساختمان"، "صنایع فلزات اساسی" و "صنایع غذایی" به ترتیب بیشترین استفاده کنندگان خدمات حمل و نقل می‌باشند. در مقابل بخش‌های "تعمیر وسائل نقلیه موتوری و کالاهای شخصی و خانگی"، "صنایع محصولات لاستیکی و پلاستیکی"، "تولید فرآورده‌های نفتی تصفیه شده و ذغال کک" و "عمده فروشی و خرده فروشی"، به ترتیب عمده‌ترین تامین کنندگان نیازهای مستقیم و غیرمستقیم حمل و نقل محسوب می‌شوند.

در پایان خاطر نشان می‌شود که در این تحقیق خدمات حمل و نقل شامل خدمات حمل و نقل بار و مسافر به صورت جاده‌ای، ریلی، هوایی، دریایی، لوله‌ای و خدمات پشتیبانی می‌باشد. پیشنهاد می‌شود تا به منظور ریشه‌یابی نتایج حاصل، مطالعه‌ای در خصوص تعیین موقعیت انواع خدمات حمل و نقل و تشخیص تاثیر آنها بر دیگر بخش‌های اقتصادی به شکل تفکیک شده صورت پذیرد.

منابع:

1- Amirian, S. (2004) "Analysis the Reciprocal Relationship of Rail Transportation with other Economic Sectors Using the Input-Output Table", Economic Research, 13(4), pp. 113-128.

2- Amores, A.F. and Rueda-Cantuche, J.M. (2009) "The Identification of Key Sectors by Means of Data Envelopment Analysis (DEA): the case of EU-27", The 17th International Input-Output Conference, Sao Paolo, Brazil.

3- Aysegul, E. Muhtesem, K. and Merter, M. (2012) "Transportation-Communication Capital and Economic Growth: A VECM Analysis for Turkey", European Planning Studies, 20(2), pp. 341-363.

4- Azad, S.I. Banouei, A.A. and Moradkhani, N. (2010) "Quantitative Analysis of Services & Sub-Service Sectors in the Iranian Economy", The 18th International Input-Output Conference, Sydney, Australia.

5- Babazadeh, M. Ghadimi, Kh. and Mohseni, R. (2009) "The Effect of Investment in Transportation on Economic Growth of Iran" Iranian Journal of Trade Studies, 13(50), pp. 157-199.

6- Banouei, A.A. Bazzazan, F. Mirzaei, H.A. and Karami, M. (2011) "Measuring the Importance of Regional Sectoral Economy Based on Spatial Linkage: Case Study of Golestan Province", Journal of Economic Sciences, 6(11), pp. 35-60.

7- Bazzazan, F. (2005) "Analyzing the Role of Transportation in Iran's Economy", The Journal of Planning and Budgeting, 10(5), pp. 53-78.

8- Bazzazan, F. and Mohsenpour, S. (2011) "The Economic Importance of Housing Sector in Tehran Province- Extraction Method Approach", The 19th International Input-Output Conference, Alexandria, USA.

9- Cai, J. and Leung, P. (2004) "Linkage Measures: a Revisit and a Suggested Alternative", Economic System Research, 16(1), pp. 65-85.

10- Cardenete, M.A. and Sancho, F. (2007) "A CGE Approach to Hypothetical Extractions and Missing Links", 16th International Input-Output Conference, Istanbul, Turkey.

11- Chenery, H.B. and Watanabe, T. (1958) "International Comparison of the Structure of Production", Econometrica, 26, pp. 487-521.
12- Elisabetta, V. (2011) "Transport Investments: are they Crucial for the Economic System?", International Journal of Enginering Management and Economics, 2(4), pp. 351-368.
13- Ghosh, A. (1958) "Input-output Approach to an Allocation system", Economica, 25, pp. 58-64.
14- Hazari, B.R. (1970) "Empirical Identification of Key Sectors in Indian Economy", Review of Economics and Statistics, 52, pp. 301-305.
15- Iran Statistical Center (1997) "Input-Output Table for the Year 1991-1992", Iran Statistical Center.
16- Iran Statistical Center (2006) "Input-Output Table for the Year 2001-2002", Iran Statistical Center.
17- Jahangard, E. and Sepahvand, E. (2011) "Input-Output Multipliers and Iranian Production Growth", Journal of Economic Modeling Research, 1(3), pp. 143-168.
18- Jones, L. (1976) "The Measurement of Hirschmanian Linkages", Quarterly Journal of Economics, 90, pp. 323-333.
19- Khadaroo, J. and Seetanah, B. (2008) "Transport and Economic Performance: The Case of Mauritius", Journal of Transport Economics and Policy, 42(2), pp. 255-267.
20- Koller, W. and Luptacik, M. (2007) "Measuring the Economic Importance of an Industry: An Application to the Austrian Agricultural Sector", The 16th International Input-Output Conference, Istanbul, Turkey.
21- Laumas, P.S. (1976) "The Weighting Problem in Testing the Linkage Hypothesis", Quarterly Journal of Economics, 90, pp. 308-312.
22- Maaboudi, H.R. (1999) "The Central Role of Transportation Sector in Iran's Economy (An Input-Output Analysis)", MSc Dissertation, Imam Sadeq University, Tehran.
23- Mahmoudi, A. Keshavarz Haddad, G. and Faghih Jouybari, M. (2005) "The Import Sector in Iran's Economy", Iranian Journal of Trade Studies, 9(34), pp. 87-116 .

24- Mehregan, N. and Dehghani Ahmadabad, H. (2011) "Economic Growth of Transportation and Communication Sector and Income Distribution in Iran", Journal of Transportation Research, 7(4), pp. 365-374.
25- Mousavi Jahromi, Y. and Ebadatifard, M. (2009) "The Impact of Public Investment in Transportation on Private Sector Investment and Economic Growth in Iran", Journal of Transportation Research, 5(4), pp. 361-371.
26- Osterhaven, J. (2008) "A New Approach to the Selection of Key Sectors: Net Forward and Net Backward Linkages", International Input-Output Meeting on Managing the Environment,Seville, Spain.
27- Pradhan, R.P. (2010) "Modelling the Nexus between Transport Infrastructure and Economic Growth in India", International Journal of Management and Decision Making, 11(2), pp. 182-196.
28- Pereira, A.M. and Andraz, J.M. (2005) "Public Investment in Transportation Infrastructure and Economic Performance in Portugal", Review of Development Economics, 9(2), pp. 177-196.
29- Rasmussen, P. (1956) "Studies in Inter-Sectoral Relations", Einar Harks, Copenhagen.
30- Rezaee Arjroody, A. and Tasbihi A. (2007) "Modeling Analysis of Relation the Transportation Development and Economic Growth in Iran Based on Vector Auto Regression Method", The Economic Research, 7(2), pp. 125-136.
31- Seyed Mashhadi, P. Ghalambaz, F. and Esfandiari, A.A. (2011) "The Importance of Oil Industry in the Output and Employment of Iran's Economy and its Influence on Other Economical Activities", Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 1(2), pp. 133-162.
32- Sharifi, N. (2012) "The Importance of Oil Sector in Input Preparation for Manufacturing Sectors and its Changes in Iran: An Input-Output Analysis", The Economic Research, 97, pp. 35-64.

33- Tarahomi, F. (2010) "The Analysis of Financial Services Sector Effects in the Iranian Economy", Knowledge and Development, 17(30), pp. 215-245.
34- Tarahomi, F. and Esfandiari, A.A. (2010) "The Rating of Prodution Potentials and Job Creating in Iran's Economy", Economic Research Review,10(3), pp. 267-286.

پیوست ها

جدول (۱). شاخص‌های ارتباطی پیشین جز بخش‌ها و اجزای تشکیل دهنده آن برای حمل و نقل

شماره بخش	عنوان بخش	PF_i	رتبه	B_{ij}	رتبه
۱	زراعت	۰/۵۸۵	۱۸	۰/۰۱۶۷	۸
۲	باغداری	۰/۰۷۰	۳۴	۰/۰۰۷۹	۱۲
۳	خدمات کشاورزی و دامپروری	۰/۹۱۵	۵	۰/۰۰۲۵	۲۵
۴	دامداری	۰/۶۸۶	۱۳	۰/۰۲۷۶	۶
۵	جنگل‌داری	۰/۸۸۴	۸	۰/۰۰۰۹	۳۵
۶	ماهیگیری	۰/۱۴۳	۳۱	۰/۰۰۱۲	۳۴
۷	استخراج ذغال سنگ و لینیت	۱/۱۶۵	۲	۰/۰۰۲۷	۲۴
۸	استخراج نفت خام و گاز طبیعی	۰/۰۸۷	۳۳	۰/۰۰۳۸	۱۸
۹	صنایع غذایی	۰/۲۷۳	۲۸	۰/۰۴۴۶	۴
۱۰	صنایع منسوجات	۰/۴۵۵	۲۲	۰/۰۰۶۶	۱۵
۱۱	صنایع چوب و محصولات چوبی	۰/۸۷۴	۹	۰/۰۰۱۵	۳۲
۱۲	صنایع کاغذ و محصولات کاغذی	۱/۳۹۴	۱	۰/۰۰۱۹	۲۸
۱۳	صنایع فرآورده‌های نفتی تصفیه شده و ذغال کک	۰/۶۲۹	۱۶	۰/۰۰۳۹	۱۷
۱۴	صنایع مواد و محصولات شیمیائی	۰/۹۰۰	۶	۰/۰۰۸۶	۱۱
۱۵	صنایع محصولات لاستیکی و پلاستیکی	۱/۰۵۳	۳	۰/۰۰۴۱	۱۶
۱۶	صنایع کانی غیر فلزی	۰/۸۹۴	۷	۰/۰۲۴۴	۷
۱۷	صنایع فلزات اساسی	۰/۹۷۳	۴	۰/۰۳۲۳	۵
۱۸	ساخت ماشین آلات با کاربرد عام	۰/۶۳۵	۱۵	۰/۰۱۲۳	۱۰
۱۹	ساخت وسائل نقلیه موتوری ، تریلر و نیم تریلر	۰/۳۳۱	۲۴	۰/۰۱۲۹	۹
۲۰	سایر صنایع	۰/۳۱۱	۲۶	۰/۰۰۲۵	۲۶
۲۱	تولید ، انتقال و توزیع برق	۰/۸۷۰	۱۰	۰/۰۰۱۶	۳۱
۲۲	پالایش و توزیع گاز طبیعی	۰/۵۹۷	۱۷	۰/۰۰۰۵	۳۷
۲۳	جمع‌آوری، تصفیه و توزیع آب	۰/۶۶۰	۱۴	۰/۰۰۰۸	۳۶

ادامه جدول (۱)

شماره بخش	عنوان بخش	PF_i	رتبه	B_{ij}	رتبه
۲۴	ساختمان	۰/۱۵۲	۳۰	۰/۰۸۶۵	۳
۲۵	عمده فروشی و خرده فروشی	۰/۳۵۷	۲۳	۰/۰۹۸۷	۱
۲۶	تعمیر وسائل نقلیه موتوری و کالاهای شخصی ...	۰/۵۳۰	۲۰	۰/۰۰۲۴	۲۷
۲۷	اقامتگاه‌های عمومی	۰/۳۰۱	۲۷	۰/۰۰۰۴	۳۸
۲۸	رستوران	۰/۱۳۷	۳۲	۰/۰۰۲۹	۲۱
۲۹	حمل و نقل	۰/۵۴۲	۱۹	۰/۰۹۷۲	۲
۳۰	پست و مخابرات	۰/۳۲۳	۲۵	۰/۰۰۱۷	۳۰
۳۱	بانک	۰/۶۹۳	۱۲	۰/۰۰۱۸	۲۹
۳۲	بیمه	۰/۸۴۷	۱۱	۰/۰۰۰۱	۴۰
۳۳	مسکن	۰/۰۳۹	۳۵	۰/۰۰۷۹	۱۳
۳۴	خدمات کسب و کار	۰/۵۱۱	۲۱	۰/۰۰۲۷	۲۳
۳۵	اداره امور عمومی	۰/۰۱۸	۳۸	۰/۰۰۷۴	۱۴
۳۶	امور انتظامی	۰/۰۱۰	۳۹	۰/۰۰۱۴	۳۳
۳۷	تامین اجتماعی اجباری	۰	۴۰	۰/۰۰۰۲	۳۹
۳۸	آموزش	۰/۰۲۳	۳۷	۰/۰۰۳۳	۱۹
۳۹	بهداشت	۰/۰۲۸	۳۶	۰/۰۰۲۸	۲۲
۴۰	سایر خدمات	۰/۲۱۳	۲۹	۰/۰۰۳۲	۲۰
متوسط/جمع		۰/۵۰۳	–	۰/۵۴۲۴	–

PF_i : شاخص ارتباط پیشین جزء

B_{ij}: سهم بخش‌ها در استفاده مستقیم از خدمات حمل و نقل

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۲). شاخص‌های پیشین کل (خالص و ناخالص) بخش‌ها و اجزای تشکیل دهنده آن در بخش حمل و نقل

شماره بخش	ناخالص	رتبه	خالص	رتبه	$GSD_{29}(i)$	رتبه
۱	۱/۹۹۷	۱۸	۱/۸۹۱	۱۷	۰/۰۳۳۳	۷
۲	۱/۱۰۱	۳۴	۱/۰۹۱	۳۴	۰/۰۰۸۷	۱۳
۳	۲/۷۰۲	۹	۲/۶۲۶	۵	۰/۰۰۶۸	۱۹
۴	۲/۰۶۵	۱۶	۲/۵۲۶	۶	۰/۰۵۶۹	۵
۵	۳/۰۹۱	۳	۳/۰۶۸	۲	۰/۰۰۲۷	۳۱
۶	۱/۱۹۸	۳۱	۱/۱۶۶	۳۱	۰/۰۰۱۴	۳۴
۷	۳/۶۶۲	۲	۳/۶۳۸	۱	۰/۰۰۹۷	۱۲
۸	۱/۱۹۴	۳۲	۱/۱۹۳	۳۰	۰/۰۰۴۴	۲۲
۹	۱/۴۵۳	۲۸	۱/۲۴۳	۲۹	۰/۰۶۴۳	۴
۱۰	۱/۸۵۴	۲۱	۱/۲۸۹	۲۷	۰/۰۱۱۸	۱۱
۱۱	۲/۴۵۲	۱۰	۲/۰۳۶	۱۵	۰/۰۰۳۶	۲۶
۱۲	۴/۳۰۷	۱	۲/۹۴۴	۴	۰/۰۰۷۷	۱۶
۱۳	۲/۲۷۸	۱۲	۲/۲۳۲	۹	۰/۰۰۶۸	۱۸
۱۴	۲/۹۱۶	۶	۲/۲۷۷	۸	۰/۰۲۳۵	۹
۱۵	۳/۰۱۵	۵	۲/۹۴۸	۳	۰/۰۰۸۵	۱۵
۱۶	۲/۲۴۰	۱۳	۲/۱۱۸	۱۰	۰/۰۵۴۱	۶
۱۷	۲/۸۷۸	۷	۲/۰۵۷	۱۲	۰/۰۹۱۳	۳
۱۸	۱/۹۸۶	۱۹	۱/۶۷۴	۲۱	۰/۰۲۴۰	۸
۱۹	۱/۵۴۴	۲۶	۱/۱۶۰	۳۲	۰/۰۱۸۹	۱۰
۲۰	۱/۵۸۴	۲۴	۱/۴۹۳	۲۴	۰/۰۰۴۰	۲۴
۲۱	۳/۰۵۰	۴	۲/۰۴۵	۱۴	۰/۰۰۴۷	۲۱
۲۲	۲/۳۹۲	۱۱	۲/۳۰۲	۷	۰/۰۰۱۱	۳۶
۲۳	۲/۱۴۵	۱۵	۱/۸۷۴	۱۸	۰/۰۰۱۶	۳۳
۲۴	۱/۱۹۳	۳۳	۱/۱۲۸	۳۳	۰/۱۰۲۶	۲
۲۵	۱/۶۴۵	۲۳	۱/۶۰۷	۲۲	۰/۱۵۶۴	۱
۲۶	۲/۰۱۴	۱۷	۲/۰۰۷	۱۶	۰/۰۰۳۱	۲۹

ادامه جدول (۲)

شماره بخش	ناخالص	رتبه	خالص	رتبه	$GSD_{29}(i)$	رتبه
۲۷	۱/۵۶۳	۲۵	۱/۵۶۱	۲۳	۰/۰۰۰۵	۳۷
۲۸	۱/۲۴۵	۳۰	۱/۲۴۴	۲۸	۰/۰۰۳۵	۲۷
۲۹	۱/۹۷۰	۲۰	۱/۷۵۶	۲۰	–	–
۳۰	۱/۵۲۲	۲۷	۱/۳۲۱	۲۵	۰/۰۰۲۵	۳۲
۳۱	۲/۱۴۸	۱۴	۲/۰۴۸	۱۳	۰/۰۰۳۸	۲۵
۳۲	۲/۷۲۰	۸	۲/۱۱۰	۱۱	۰/۰۰۰۳	۳۸
۳۳	۱/۰۸۹	۳۵	۱/۰۸۹	۳۵	۰/۰۰۸۵	۱۴
۳۴	۱/۸۴۳	۲۲	۱/۷۷۱	۱۹	۰/۰۰۴۸	۲۰
۳۵	۱/۰۳۱	۳۸	۱/۰۲۹	۳۸	۰/۰۰۷۶	۱۷
۳۶	۱/۰۱۹	۳۹	۱/۰۱۹	۳۹	۰/۰۰۱۴	۳۵
۳۷	۱	۴۰	۱	۴۰	۰/۰۰۰۲	۳۹
۳۸	۱/۰۴۴	۳۷	۱/۰۴۳	۳۶	۰/۰۰۳۴	۲۸
۳۹	۱/۰۴۶	۳۶	۱/۰۳۳	۳۷	۰/۰۰۲۹	۳۰
۴۰	۱/۳۶۲	۲۹	۱/۲۹۹	۲۶	۰/۰۰۴۲	۲۳
متوسط/جمع	۱/۹۶۴	–	۱/۷۷۴	–	۰/۷۵۵۶	–

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۳). شاخص‌های ارتباط پسین جز بخش‌ها و اجزای تشکیل دهنده آن در بخش حمل و نقل

شماره بخش	PB_j	رتبه	A_{ij}	رتبه
۱	۰/۲۹۱	۲۴	۰/۰۰۰۱۵	۳۳
۲	۰/۲۴۲	۲۷	۰/۰۰۰۱۱	۳۴
۳	۰/۳۷۶	۲۰	۰/۰۰۰۱۹	۳۱
۴	۰/۵۶۳	۱۱	۰/۰۰۰۰۶	۳۸
۵	۰/۲۲۶	۳۰	۰/۰۰۰۰۲	۳۹
۶	۰/۴۰۲	۱۸	۰/۰۰۰۰۹	۳۷
۷	۰/۲۲۷	۲۹	۰/۰۰۰۱۱	۳۵

ادامه جدول(۳)

شماره بخش	PB_j	رتبه	A_{ij}	رتبه
۸	۰/۰۲۷	۴۰	۰/۰۰۰۲۹	۲۸
۹	۰/۸۰۶	۱	۰/۰۰۱۶۱	۱۸
۱۰	۰/۶۶۸	۴	۰/۰۰۱۵۶	۱۹
۱۱	۰/۶۰۴	۸	۰/۰۰۰۰۹	۳۶
۱۲	۰/۶۵۲	۶	۰/۰۰۱۳۰	۲۰
۱۳	۰/۵۵۴	۱۲	۰/۰۵۴۷۶	۳
۱۴	۰/۴۴۸	۱۵	۰/۰۰۵۵۳	۹
۱۵	۰/۷۰۴	۲	۰/۰۴۲۸۸	۴
۱۶	۰/۵۲۰	۱۴	۰/۰۰۰۵۳	۲۵
۱۷	۰/۶۵۲	۵	۰/۰۰۳۱۲	۱۳
۱۸	۰/۶۲۱	۷	۰/۰۰۱۹۴	۱۷
۱۹	۰/۶۶۹	۳	۰/۰۱۲۵۳	۶
۲۰	۰/۵۶۴	۱۰	۰/۰۰۰۲۵	۲۹
۲۱	۰/۵۳۸	۱۳	۰/۰۰۳۴۸	۱۲
۲۲	۰/۳۱۲	۲۳	۰/۰۰۰۳۱	۲۷
۲۳	۰/۳۹۳	۱۹	۰/۰۰۰۳۵	۲۶
۲۴	۰/۵۹۵	۹	۰/۰۰۲۴۶	۱۵
۲۵	۰/۱۸۰	۳۶	۰/۰۳۳۸۴	۵
۲۶	۰/۲۳۶	۲۸	۰/۰۶۵۳۵	۲
۲۷	۰/۴۱۳	۱۷	۰/۰۰۲۷۳	۱۴
۲۸	۰/۴۳۹	۱۶	۰/۰۰۳۴۸	۱۱
۲۹	۰/۳۶۰	۲۱	۰/۰۹۷۱۹	۱
۳۰	۰/۲۱۰	۳۳	۰/۰۰۱۰۹	۲۲
۳۱	۰/۱۶۸	۳۷	۰/۰۰۵۲۴	۱۰
۳۲	۰/۳۲۰	۲۲	۰/۰۰۵۷۴	۷
۳۳	۰/۱۲۸	۳۹	۰/۰۰۰۶۹	۲۴
۳۴	۰/۱۸۴	۳۵	۰/۰۰۵۵۹	۸

ادامه جدول(۳)

شماره بخش	PB_j	رتبه	A_{ij}	رتبه
۳۵	۰/۲۱۲	۳۲	۰/۰۰۱۰۱	۲۳
۳۶	۰/۲۵۱	۲۶	۰/۰۰۰۱۷	۳۲
۳۷	۰/۱۹۶	۳۴	۰	۴۰
۳۸	۰/۱۳۳	۳۸	۰/۰۰۱۱۶	۲۱
۳۹	۰/۲۱۹	۳۱	۰/۰۰۰۲۳	۳۰
۴۰	۰/۲۸۴	۲۵	۰/۰۰۲۴۵	۱۶
متوسط/جمع	۰/۳۹۰	–	۰/۳۵۹۶۸	–

PB_j : شاخص ارتباط پسین جز بخش‌ها

A_{ij} :تقاضای مستقیم حمل و نقل از تولیدات بخش‌های مختلف اقتصادی

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول(۴). شاخص‌های ارتباط پسین کل (خالص و ناخالص) بخش‌ها و اجزای تشکیل دهنده آن در بخش حمل و نقل

شماره بخش	ناخالص	رتبه	خالص	رتبه	$LSD_{29}(j)$	رتبه
۱	۱/۴۷۶	۲۵	۱/۴۰۸	۲۴	۰/۰۰۰۲۱	۳۲
۲	۱/۴۰۷	۲۷	۱/۳۸۹	۲۷	۰/۰۰۰۱۶	۳۴
۳	۱/۶۵۶	۱۹	۱/۶۲۸	۱۴	۰/۰۰۰۳۰	۲۹
۴	۲/۰۲۱	۱۱	۱/۷۲۶	۱۰	۰/۰۰۰۱۱	۳۷
۵	۱/۳۶۸	۳۲	۱/۳۶۰	۲۹	۰/۰۰۰۰۳	۳۸
۶	۱/۷۲۵	۱۷	۱/۶۹۳	۱۲	۰/۰۰۰۱۵	۳۶
۷	۱/۳۹۸	۲۸	۱/۳۹۴	۲۵	۰/۰۰۰۱۵	۳۵
۸	۱/۰۴۲	۴۰	۱/۰۴۱	۴۰	۰/۰۰۰۳۰	۳۰
۹	۲/۴۸۸	۱	۲/۱۳۶	۲	۰/۰۰۳۷۷	۱۶
۱۰	۲/۳۱۳	۳	۱/۶۲۹	۱۳	۰/۰۰۳۵۷	۱۷
۱۱	۲/۰۵۴	۹	۱/۷۰۷	۱۱	۰/۰۰۰۱۸	۳۳
۱۲	۲/۲۷۱	۴	۱/۵۶۳	۱۷	۰/۰۰۲۸۲	۱۹
۱۳	۱/۶۴۵	۲۰	۱/۶۱۲	۱۵	۰/۰۸۸۱۸	۳
۱۴	۱/۷۸۶	۱۵	۱/۴۱۳	۲۳	۰/۰۰۹۴۷	۶

ادامه جدول (۴)

شماره بخش	ناخالص	رتبه	خالص	رتبه	$LSD_{29}(j)$	رتبه
۱۵	۲/۲۳۴	۵	۲/۰۲۷	۳	۰/۰۹۰۴۲	۲
۱۶	۱/۸۷۶	۱۴	۱/۷۷۶	۹	۰/۰۰۰۹۰	۲۳
۱۷	۲/۲۰۶	۷	۱/۵۸۰	۱۶	۰/۰۰۶۳۷	۱۲
۱۸	۲/۲۱۸	۶	۱/۸۷۲	۵	۰/۰۰۴۰۵	۱۵
۱۹	۲/۳۹۴	۲	۱/۸۰۲	۸	۰/۰۲۸۵۷	۵
۲۰	۲/۰۲۴	۱۰	۱/۸۶۰	۷	۰/۰۰۰۴۷	۲۶
۲۱	۱/۹۳۹	۱۲	۱/۳۰۱	۳۲	۰/۰۰۶۶۴	۹
۲۲	۱/۳۹۰	۲۹	۱/۳۳۷	۳۰	۰/۰۰۰۴۳	۲۷
۲۳	۱/۶۷۲	۱۸	۱/۴۶۶	۲۰	۰/۰۰۰۵۶	۲۵
۲۴	۲/۰۹۵	۸	۱/۹۷۷	۴	۰/۰۰۴۶۷	۱۳
۲۵	۱/۳۰۸	۳۵	۱/۲۸۵	۳۳	۰/۰۴۰۶۶	۴
۲۶	۱/۴۴۲	۲۶	۱/۴۳۶	۲۱	۰/۰۹۱۵۵	۱
۲۷	۱/۷۳۵	۱۶	۱/۸۶۲	۶	۰/۰۰۴۵۹	۱۴
۲۸	۱/۹۳۳	۱۳	۲/۵۴۵	۱	۰/۰۰۶۴۵	۱۱
۲۹	۱/۶۰۱	۲۱	۱/۴۲۷	۲۲	–	–
۳۰	۱/۳۰۸	۳۴	۱/۱۳۶	۳۹	۰/۰۰۱۳۹	۲۱
۳۱	۱/۲۶۸	۳۷	۱/۲۱۶	۳۷	۰/۰۰۶۵۲	۱۰
۳۲	۱/۴۸۳	۲۴	۱/۱۵۳	۳۸	۰/۰۰۸۴۳	۷
۳۳	۱/۲۴۷	۳۸	۱/۲۴۶	۳۶	۰/۰۰۰۸۴	۲۴
۳۴	۱/۳۱۲	۳۳	۱/۲۶۹	۳۴	۰/۰۰۷۱۶	۸
۳۵	۱/۳۷۸	۳۱	۱/۳۸۶	۲۸	۰/۰۰۱۳۵	۲۲
۳۶	۱/۵۰۲	۲۲	۱/۵۲۱	۱۸	۰/۰۰۰۲۵	۳۱
۳۷	۱/۳۰۳	۳۶	۱/۳۱۱	۳۱	۰	۳۹
۳۸	۱/۲۳۲	۳۹	۱/۲۴۶	۳۵	۰/۰۰۱۴۰	۲۰
۳۹	۱/۳۸۶	۳۰	۱/۳۹۱	۲۶	۰/۰۰۰۳۱	۲۸
۴۰	۱/۴۹۲	۲۳	۱/۴۷۸	۱۹	۰/۰۰۳۵۵	۱۸
متوسط/جمع	۱/۶۹۱	–	۱/۵۴۰	–	۱/۴۲۷	–

ماخذ: یافته‌های تحقی