دانشگاه یزد

نشریه علمی-پژوهشی

سیاست‌گذاری اقتصادی

سال هشتم- شماره پانزدهم - بهار و تابستان ۱۳۹۵

شاپا: ۰۱۳۱-۲۰۰۸

مدل‌های انتخاب گسسته: کاربردی از انتخاب وسیله نقلیه در شهر اصفهان ۱
مرضیه گوگردچیان، رحمان خوش اخلاق، نعمت الله اکبری، میثم اکبر زاده

اثر توسعه مالی بر ساختار سرمایه بنگاه‌های غیرمالی حاضر در سازمان بورس..... ۲۵
کاظم یاوری، آمنه شهیدی، محمدعلی دهقان دهنوی، حسن حیدری

ارزیابی انحراف نرخ ارز واقعی مبتنی بر رویکرد رفتاری ۵۵
احمد جعفری صمیمی، نسرین قبادی

بررسی عوامل مؤثر برمیزان درآمدهای مالیاتی در ایران ۷۷
مصطفی شمس‌الدینی، جواد شهرکی

بررسی عوامل سیاست‌های اقتصادی مؤثر بر شاخص سلامت روان ۱۱۷
نادر مهرگان، خسرو رشید، ثمینه قاسمی‌فر، حسین سهرابی‌وفا

مقایسه اثرات تورم و بیکاری بر شادمانی ۱۳۷
اسمعیل ابونوری، جمال اسکندری

ارزیابی بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع کارخانه‌ای ایران ۱۵۳
رضا یوسفی حاجی‌آباد

نشریه علمی- پژوهشی سیاست گذاری اقتصادی

ISSN : 2008 - 0131

سال هشتم - شماره پانزدهم - بهار و تابستان ۱۳۹۵

Yazd University

The Journal of

Economic Policy

Vol.8 No.15 Spring & Summer 2016 ISSN : 2008 - 0131

Introduction of a Discrete Choice Model: Application for Mod Choice in Isfahan City 7
Marzieh Googerdchian, Rahman khoshakhlagh, Nematollah Akbari, Meisam Akbarzadeh

The Effect of Financial Development on the performance of Non-Financial Firms in the Iranian Securities and Exchange Organization 8
KazemYavari, Amene Shahidi, Mohammad Ali Dehghan Dehnavi, Hassan Heydari

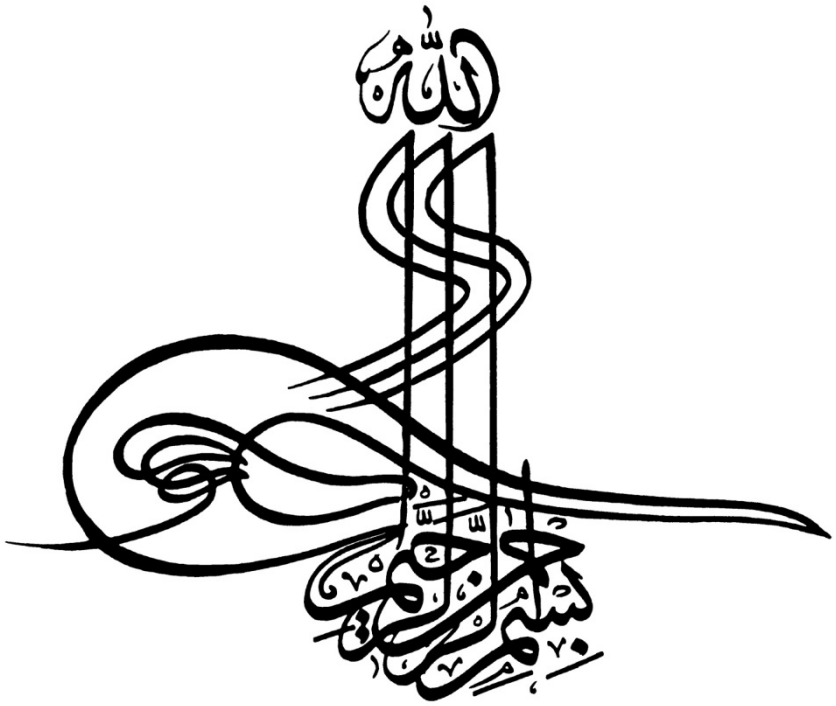
Assessing the Misalignments of the Real Exchange Rate using the BEER Approach 9
Ahmad J. Samimi, Nasrin Ghobadi

Studying The Factors Affecting Iran's Tax Revenues 10
Mostafa Shamsoddini, Javad Shahraki

Investigating the economic factors and policies affecting psychological health 11
Nader Mehregan, Khosro Rashid, Samineh Ghasemifar, Hossein Sohrabivafa

Comparing the Effects of Unemployment and Inflation on Happiness 12
Esmaiel Abounoori, Jamal Eskandari

The Evaluation of the Total Factor Productivity in Iran's Manufacturing Sector 13
Reza Youssefi Hajeabad


الله
بسم الله الرحمن الرحيم

نشریه علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی

صاحب امتیاز

معاونت پژوهشی دانشگاه یزد

مدیر مسئول

دکتر زهرا نصراللهی

سردبیر

دکتر کاظم یاوری

ویراستار انگلیسی

دکتر احمدرضا اسلامی

ویراستار فارسی

مرضیه غفاری

صفحه‌آرایی

الهام اردکانی

روابط عمومی و ارتباطات: الهام اردکانی

آماده سازی، چاپ و صحافی: انتشارات دانشگاه یزد

پروانه انتشار این نشریه طبق مجوز شماره ۱۲۴/۷۳۰۲ مورخ ۱۳۸۵/۱۲/۲۶ وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی با روش پژوهشی در زمینه علوم اقتصادی و به زبان فارسی و انگلیسی با گستره بین المللی صادر گردیده است. مقاله‌های چاپ شده در این نشریه به معنی تأیید مواضع و اندیشه نویسندگان آن‌ها نیست. نقل مطالب با ذکر نام ناشر و نشریه آزاد است.

این نشریه بر اساس تاییدیه شماره ۳/۱۱/۲۸۴ مورخ ۱۳۸۸/۳/۵ کمیسیون بررسی نشریات علمی کشور دارای اعتبار علمی – پژوهشی **است.**

این نشریه در پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC) به آدرس www.isc.gov.ir و بانک اطلاعات نشریات کشور به آدرس www.magiran.comو مرکز اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی به آدرس www.sid.irنمایه شده است.

نشانی: یزد، صفائیه، پردیسه اصلی دانشگاه، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دفتر نشریه

سیاست‌گذاری اقتصادی صندوق پستی: ۷۴۱-۸۹۱۹۵ تلفن: ۳۱۲۳۳۴۳۹-۰۳۵

دورنگار: ۳۱۲۳۳۴۳۹-۰۳۵

وب‌گاه: www.ep.yazd.ac.ir E-mail: epj@journals.yazd.ac.ir

هیأت تحریریه: دکتر مجید احمدیان (استاد دانشگاه تهران)، دکتر علی‌اصغر بانویی (استاد دانشگاه علامه طباطبایی)، دکتر مصیب پهلوانی (دانشیار دانشگاه سیستان و بلوچستان)، دکتر امیرمحمد حاج یوسفی (دانشیار دانشگاه شهید بهشتی)، دکتر حسن حسینی نسب (استاد دانشگاه یزد)، دکتر منصور زراء نژاد (دانشیار دانشگاه شهید چمران اهواز)، دکتر سید نظام الدین مکیان (دانشیار دانشگاه یزد)، دکتر میثم موسایی (استاد دانشگاه تهران)، دکتر کاظم یاوری (دانشیار دانشگاه تربیت مدرس).

اسامی داوران این شماره (به ترتیب حروف الفبا)

محسن ابراهیمی (عضو هیأت علمی دانشگاه بوعلی سینا)، حبیب انصاری سامانی (دانشجوی دکتری دانشگاه مازندران)، حجت ایزدخواستی (عضو هیأت علمی دانشگاه شهید بهشتی)، حسین پناهی (عضو هیأت علمی دانشگاه تبریز)، غلامرضا خوش فر (عضو هیأت علمی دانشگاه گلستان)، نادر دشتی (عضو هیأت علمی دانشکده نفت تهران)، علی رنجبرکی (عضو هیأت علمی پژوهشگاه علوم انسانی جهاد دانشگاهی)، مهشید شاهچرا (عضو هیأت علمی پژوهشکده پولی و بانکی)، کیومرث شهبازی (عضو هیأت علمی دانشگاه ارومیه)، روح اله شهنازی (عضو هیأت علمی دانشگاه شیراز)، مصطفی عمادزاده (عضو هیأت علمی دانشگاه اصفهان)، هادی کشاورز (عضو هیأت علمی دانشگاه خلیج فارس بوشهر)، گیلک حکیم آبادی، محمدتقی (عضو هیأت علمی دانشگاه مازندران)، محسن مهرآرا (عضو هیأت علمی دانشگاه تهران)، زهرا نصراللهی (عضو هیأت علمی دانشگاه یزد)، خدیجه نصرالهی (عضو هیأت علمی دانشگاه اصفهان)، کاظم یاوری (عضو هیأت علمی دانشگاه تربیت مدرس).

راهنمای نگارش مقالات

الف. اهداف نشریه

۱- گسترش و کاربردی نمودن دانش اقتصاد در حوزه‌های تخصصی

۲- امکان تبادل و تعامل آرا در مسایل تخصصی و کاربردی اقتصاد

۳- انتشار نتایج پژوهش‌های کاربردی و تخصصی اقتصادی

۴- معرفی مراکز پژوهشی تخصصی و کاربردی اقتصاد در سراسر جهان

ب. شرایط تدوین مقاله

۱- مقاله حداکثر ۲۰ صفحه همراه با فایل آن در محیط Word ارسال شود.

۲- مقاله دارای چکیده فارسی و انگلیسی، هرکدام حداکثر تا ۲۵۰ کلمه باشد. (شامل عنوان مقاله، نام و نام خانوادگی نویسنده، چکیده فارسی، واژگان کلیدی فارسی و معادل انگلیسی آن‌ها، طبقه‌بندی JEL)

۳- مقاله دارای نام و نام‌خانوادگی نویسنده، رشته تحصیلی، محل کار و پست الکترونیکی مؤلف (مؤلفین) باشد.

۴- معادل لاتین اسامی و توضیح اصطلاحات تخصصی یا نامفهوم در پاورقی هر صفحه ذکر شود.

۵- ارجاعات داخل متن بر اساس روش APA تنظیم شود.

۶- مقاله قبلاً چاپ نشده یا همزمان برای چاپ به نشریات دیگر ارسال نشده باشد.

ج. نحوه تنظیم منابع و مآخذ

منابع و مآخذ فارسی

۱- **کتاب تألیفی:** نام خانوادگی نویسنده، نام نویسنده (تاریخ نشر). *نام کتاب*، محل انتشار، ناشر.

عزتی، مرتضی (۱۳۸۳). *روش تحقیق در علوم اجتماعی: کاربرد در زمینه مسایل اقتصادی*، تهران، نشر نور علم.

۲- **کتاب ترجمه شده:** نام خانوادگی مؤلف، نام مؤلف (تاریخ ترجمه). *نام کتاب به فارسی*. نام و نام خانوادگی مترجم؛ محل انتشار، ناشر.

هندرسون، جیمز.م. و کوانت، ریچارد. ا. (۱۳۸۱). *تئوری اقتصاد خرد (تقرب ریاضی)*. مرتضی قره‌باغیان و جمشید پژویان؛ تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

۳- **مقاله:** نام خانوادگی نویسنده، نام نویسنده (تاریخ نشر). "عنوان مقاله". نام مجله**سال چاپ** (شماره چاپ): صفحات مقاله.

ابریشمی،حمید. مهرآرا، محسن. و محسنی، رضا (۱۳۸۵). "تأثیرآزادسازیتجاریبررشدصادراتوواردات". پژوهشنامهبازرگانی ۱۰(۴۰): ۱۲۷-۹۵.

۴- **پایان نامه:** نام خانوادگی، نام (تاریخ دفاع). *عنوان پایان نامه*، مقطع، نام دانشکده، نام دانشگاه.

تشکینی، احمد (۱۳۸۲). *آیا تورم یک پدیده پولی است؟ (مورد ایران)*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

۵- **اینترنت:** آدرس سایت مورد استفاده به طور کامل www.irandoc.ac.ir

منابع و مآخذ لاتین

۱- **کتاب تألیفی:** نام خانوادگی نویسنده، نام نویسنده (تاریخ نشر). *نام کتاب*، محل انتشار، ناشر.

Haller, Sabine (1998). *Evaluation of Service Quality: Dynamic View of the Quality Judgment within the Training Further Range*, Germany, Gabler Publishing House Wiesbaden.

۲- **مقاله:** نام خانوادگی نویسنده، نام نویسنده (تاریخ نشر). "عنوان مقاله". نام مجله **سال چاپ** (شماره چاپ): صفحات مقاله.

Guthrie, Graeme (2006). "Regulating Infrastructure: The Impact on Risk and Investment". Journal of Economic Literature**44**(4): 925-72.

د. نحوه نگارش

- عنوان:B Zar 14- Bold
- نام و نام خانوادگی نویسنده:B Zar11- Bold
- سرفصل‌های مقاله:B Zar12- Bold
- کلیه متون به غیر از چکیده:B Zar 12 (متن چکیده: B Zar 11)

پاورقی

- فارسی:B Zar 9
- لاتین:Times New Roman 9

جداول، نمودارها و تصاویر

- عنوان:B Zar9- Bold
- منبع فارسی:B Zar 8
- منبع لاتین:Times New Roman 8
- سر فصل اصلی جداول:B zar 9-Bold
- سر فصل‌های فرعی جداول:B zar 8-Bold
- اعداد داخل جداول:B Zar 8

منابع و مآخذ

- منابع و مآخذ فارسی:B Zar 11
- منابع و مآخذ لاتین:Times New Roman 11

فهرست مقالات

عنوان	صفحه
مدل‌های انتخاب گسسته: کاربردی از انتخاب وسیله نقلیه در شهر اصفهان مرضیه گوگردچیان، رحمان خوش اخلاق، نعمت الله اکبری، میثم اکبر زاده	۱
اثر توسعه مالی بر ساختار سرمایه بنگاه‌های غیر مالی حاضر در سازمان بورس و اوراق بهادار ایران کاظم یاوری، آمنه شهیدی، محمدعلی دهقان دهنوی، حسن حیدری	۲۵
ارزیابی انحراف نرخ ارز واقعی مبتنی بر رویکرد رفتاری احمد جعفری صمیمی، نسرین قبادی	۵۵
بررسی عوامل مؤثر برمیزان درآمدهای مالیاتی در ایران مصطفی شمس‌الدینی، جواد شهرکی	۷۷
بررسی عوامل سیاست‌های اقتصادی مؤثر بر شاخص سلامت روان نادر مهرگان، خسرو رشید، ثمینه قاسمی‌فر، حسین سهرابی‌وفا	۱۱۷
مقایسه اثرات تورم و بیکاری بر شادمانی اسمعیل ابونوری، جمال اسکندری	۱۳۷
ارزیابی بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع کارخانه‌ای ایران رضا یوسفی حاجی‌آباد	۱۵۳

مدل‌های انتخاب گسسته: کاربردی از انتخاب وسیله نقلیه در شهر اصفهان

مرضیه گوگردچیان[۱]
رحمان خوش اخلاق[۲]
نعمت الله اکبری[۳]
میثم اکبر زاده[۴]

چکیده

تاکنون اکثر مطالعات انجام شده برای استخراج تقاضا، بر اساس تابع مطلوبیت کلاسیکی و استخراج تابع تقاضا در یک مجموعه انتخاب پیوسته صورت گرفته است، در حالی که در بسیاری از موارد انتخاب فرد در یک مجموعه پیوسته قرار ندارد. در اقتصاد مدل‌های انتخاب گسسته یا مدل‌های انتخاب کیفی به توصیف، توضیح و پیش‌بینی انتخاب بین دو یا چند گزینه می‌پردازد. در مدل‌های انتخاب گسسته که به بررسی وضعیت‌هایی با نتایج بالقوه گسسته می‌پردازد، مقدار بهینه از طریق شرایط استاندارد مرتبه اول قابل توصیف نیست. این نوع از مدل‌ها بر ارتباط بین انتخاب‌های انجام شده توسط هر فرد و خصوصیات مربوط به فرد و خصوصیات مربوط به هر یک از گزینه‌ها از طریق محاسبه احتمال انتخاب یک گزینه توسط فرد با استفاده از مدل‌های لوجستیک و پروبیت تاکید دارد.

در این راستا، این مقاله ابتدا به معرفی مدل‌های انتخاب گسسته و چگونگی شکل‌گیری و مدل‌سازی تقاضا درآن پرداخته و سپس به تخمین تقاضای سفر (انتخاب وسیله) در شهر اصفهان در ساعت اوج صبح با استفاده از این رهیافت به عنوان یک مدل کاربردی پرداخته است. این تقاضا از طریق جمع‌آوری پرسش‌نامه به طور تصادفی از ۴۵۷ فرد سفرکننده در ساعت اوج صبح انجام شده است. نتایج این رهیافت نشان می‌دهد که تقاضا برای خودرو شخصی فقط به آسایش خودرو شخصی وابسته بوده است، در حالی که تقاضا برای تاکسی به زمان، هزینه، درآمد و آسایش و تقاضا برای اتوبوس به زمان و هزینه وابسته بوده است.

واژگان کلیدی: مدل‌های انتخاب گسسته، مطلوبیت تصادفی، تقاضای سفر، مدل‌های لاجیت چندگانه.

Keywords: Discrete Choice Model, Randome Utilitty, Travel Demand, Multiple Logite Model.

JEL Classification: C1, C4, D1, D6.

[۱]. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان

[۲]. استاد اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان (نویسنده مسئول)

rahmankh44@hotmail.com

[۳]. استاد اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان

[۴]. استادیار حمل و نقل، دانشکده حمل و نقل، دانشگاه صنعتی اصفهان

۱- مقدمه

در تحلیل‌های اقتصادی مرسوم در حوزه‌های رفتار مصرف‌کننده میزان تقاضا برای کالاهایی مانند گوشت وگوجه فرنگی متغیرهای حقیقی هستند، در حالی‌که مساله تصمیم‌گیری در سایر حوزه‌های اجتماعی و علوم زیست‌شناسی مثلا رفتار رای‌گیری در علوم سیاسی و مهاجرت در سرشماری‌های اجتماعی منجر به تصمیم‌گیری در یک مجموعه قابل شمارش یا معین می‌شود که تحت عنوان مساله پاسخ‌های کیفی معرفی می‌شوند. در بسیاری از تصمیم‌های اقتصادی مثل انتخاب شغل، اندازه خانواده، مشارکت در بازار، انتخاب وسیله نقلیه و انتخاب مقصد برای سفرهای تفریحی، مالکیت و برند کالاهای مصرفی با دوام شامل پاسخ‌های کیفی است که امکان استخراج تقاضا برای آن از طریق مدل‌های مرسوم اقتصاد نئوکلاسیکی وجود ندارد. این مساله اقتصاددانان را به فکر به کارگیری مدل‌ها و روش‌های به کار رفته در روانشناسی و آمار و گسترش نتایج بدست آمده در اقتصاد نمود (مک فادن[1]، ۱۹۷۶).

در اقتصاد مدل‌های انتخاب گسسته یا مدل‌های انتخاب کیفی به توصیف، توضیح و پیش‌بینی انتخاب بین دو یا چند گزینه می‌پردازد. این نوع از انتخاب‌ها مغایر با مدل‌های استاندارد مصرف است که در آن فرض می‌شود میزان مصرف هر کالا یک متغیر پیوسته است. در شرایط متغیر پیوسته مدل‌های حساب دیفرانسیل و انتگرال (شرایط مرتبه اول) برای تعیین مقدار بهینه کالاها به کار می‌رود، لذا تقاضا می‌تواند به طور تجربی با استفاده از تحلیل‌های رگرسیونی مرسوم مدل‌سازی شود. اما در مدل‌های انتخاب گسسته که به بررسی وضعیت‌هایی با نتایج بالقوه گسسته می‌پردازد، مقدار بهینه از طریق شرایط استاندارد مرتبه اول قابل توصیف نیست. مدل‌های انتخاب گسسته به طور تجربی و تئوریکی به مدل‌سازی انتخاب‌های انجام شده توسط افراد در یک مجموعه معین از انتخاب‌ها می‌پردازد. این نوع از مدل‌ها بر ارتباط بین انتخاب‌های انجام شده توسط هر فرد و خصوصیات مربوط به فرد و خصوصیات مربوط به هر یک از گزینه‌ها از طریق محاسبه احتمال انتخاب یک گزینه توسط فرد با استفاده از مدل‌های لوجستیک و پروبیت تاکید دارد.

همان‌گونه که ذکر شد، تقاضا برای وسیله نقلیه مختلف (انتخاب وسیله نقلیه) از مواردی است که در چارچوب مدل‌های تقاضای گسسته (کیفی) قابل مدل‌سازی و ارزیابی است. لذا، در این مقاله ابتدا به معرفی و مدل‌سازی مدل‌های انتخاب کیفی و استخراج تابع تقاضا پرداخته می‌شود، سپس

[1]. Macfaden (1976)

در بخش چهارم برخی مطالعات انجام شده در این زمینه معرفی خواهد شد. در بخش پنجم جامعه آماری و روش نمونه‌گیری آمده است. در بخش بعدی یک مثال از کاربرد این مدل‌ها در تقاضای انواع وسایل نقلیه (انتخاب وسیله) برای سفرهای کاری در شهر اصفهان در ساعت اوج صبح ارائه خواهد شد و در نهایت بخش آخر به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲- مدل‌های انتخاب گسسته

مرکز ثقل مدل‌های عقلایی یا استاندارد اقتصاد بر این ملاحظات استوار است که یک مصرف‌کننده به دنبال حداکثر سازی رجحان‌های پایدار و فطری خود بر روی دامنه‌ای از بردارها شامل مقادیر و صفات کالاها قرار دارد (مک فادن، ۲۰۰۱). در مدل‌های انتخاب پیوسته که بر اساس تئوری رفتار مصرف‌کننده نئوکلاسیک ایجاد می‌شود، تابع تقاضا از طریق حل یک مساله بهینه‌یابی به‌دست می‌آید. در این نوع از تحلیل‌ها تقاضا بیانگر مقداری از کالاها و خدمات در واحد زمان است که با فرض مجموعه‌ای از قیمت‌ها و درآمد مصرف‌کننده توسط فرد خریداری می‌شود. به عبارت دیگر، فضای پیوسته مجموعه گزینه‌ها است که امکان استخراج تابع تقاضا را با استفاده از حساب دیفرانسیل امکان‌پذیر می‌سازد، این در حالی است که اگر مصرف‌کننده از یک یا چند کالا مقدار صفر را اختیار کند، مساله بهینه‌سازی دارای جواب گوشه‌ای بوده و امکان بدست آوردن جواب بهینه از شرط مرتبه اول امکان‌پذیر نیست. به عبارت دیگر در تحلیل‌های انتخاب گسسته که به بررسی وضعیت‌هایی می‌پردازد که نتیجه بالقوه آن گسسته است، امکان بدست آوردن مقادیر بهینه توسط شرایط مرتبه اول امکان‌پذیر نیست (بن اکیوا[1]، ۱۹۸۵). بنابراین برای بدست آوردن این نوع از تقاضا نیاز به رهیافت متفاوتی تحت عنوان تئوری انتخاب گسسته است.

نقطه شروع این رهیافت از نظریه درخت مطلوبیت استروتز[2] (۱۹۵۷) و تفسیر لنکستر[3] (۱۹۶۶) از این درخت ایجاد شد. در تئوری حداکثرکردن مطلوبیت نئوکلاسیک تابع تقاضا بدون هیچ‌گونه پیش‌فرضی درباره طبیعت گزینه‌ها استخراج می‌شود، که نتیجه آن استخراج تابع تقاضایی است که نیازمند اطلاعات وسیعی در مورد قیمت سایر کالاها است. به عبارت دیگر تمام کالاها و خدماتی که مصرف‌کننده بخشی از بودجه خود را به آن اختصاص می‌دهد از طریق قید بودجه با یکدیگر

---

1. Ben-Akiva (1985)
2. Strotz (1957)
3. Lancaster (1966)

در ارتباط هستند. بنابراین بدون اعمال محدودیت‌های قابل قبول بر تابع مطلوبیت برای محدود کردن ارتباط کالاها، عملا این نوع از تابع تقاضا دارای کاربرد تجربی محدودی است که سبب می‌شود توابع تقاضای تجربی فقط قیمت کالاهای مرتبط را در نظر گیرند. اما مساله‌ای که در اینجا ایجاد می‌شود این است که چگونه کالاهای مرتبط توصیف شود (بن اکیوا، ۱۹۸۲).

استروتز (۱۹۵۷) نظریه درخت مطلوبیت را مطرح نمود که درآن هر دسته از کالاهای مرتبط در یک شاخه قرار داشته و تابع مطلوبیت کل از ترکیب مطلوبیت شاخه‌های جدا از هم به فرم زیر ساخته می‌شود.

$$U= U[U^1(q_1^1, q_2^1, \dots, q_{l1}^1), U^2(q_1^2, q_2^2, \dots q_{l2}^2), \dots U^B(q_1^B, q_2^B, \dots q_{LB}^B)] \quad (۱)$$

در این تابع $U^h(q_1^1, q_2^1, \dots, q_{l1}^1)$ بیانگر مطلوبیت ناشی از کالاها در شاخه h است $L=L_1 + L_2 + \cdots L_B$, و b=1,…,B و B بیانگر تعداد شاخه است. همچنین تابع U[] تعیین کننده سطح جدایی‌پذیری بین شاخه‌های مختلف است که در حالت جدایی‌پذیری قوی، این تابع مطلوبیت به یک تابع مطلوبیت جمع‌پذیر تبدیل شده که هر شاخه از آن مربوط به دسته‌ای از کالاها چون غذا، خانه، لباس، تفریح و حمل و نقل است. مساله جدایی‌پذیری مطرح شده توسط استروتز (۱۹۵۷) دارای تفاسیر مختلفی در ادبیات اقتصادی است. در این حالت، مصرف شامل دو بخش است، بخش اول تخصیص درآمد به شاخه‌های مختلف بر اساس قیمت متوسط کالاها در هر شاخه و بخش دوم تخصیص درآمد در هر شاخه به کالاهای مختلف از طریق حل یک مساله بهینه‌یابی است.

تفسیر دیگر مربوط به موث[1] (۱۹۶۶) است. او بیان می‌کند که کالای خریداری شده به وسیله یک مصرف‌کننده به عنوان یک نهاده در فرآیند تولید کالای نهایی خانگی به کار رفته و ستاده این نهاده‌ها یک مجموعه از کالاهای غیر بازاری هستند که تابع مطلوبیت روی این کالاهای نهایی تعریف شده که هر کدام می‌تواند به عنوان شاخه‌ای از درخت مطلوبیت تفسیر شود. در این رهیافت برای هر کالای نهایی یک تابع تولید نهایی بر اساس کالاهای واقعی وجود دارد که با قرار دادن آن در تابع مطلوبیت، یک تابع مطلوبیت جدایی‌پذیر ایجاد می‌شود، بنابراین نرخ نهایی

[1]. Muth (1966)

جانشینی بین مصرف دو کالای بازاری به هم مرتبط با نرخ نهایی جانشینی در تولید کالای نهایی برابر و در نهایت مستقل از کالاهایی است که در فرآیند تولید این کالای نهایی به کار گرفته نشده است.

تفسیر دیگر جدایی‌پذیری تابع مطلوبیت مربوط به لنکستر (۱۹۶۶) است. رهیافت مطرح شده توسط وی برای تئوری رفتار مصرف‌کننده یک تئوری بنیادی از آن چیزی است که توسط موث (۱۹۶۶) بیان شد. در این رهیافت، مطلوبیت بر اساس خصوصیات کالاها تعریف شده و لذا رجحان‌های مصرف‌کننده به طور غیر مستقیم تحت تاثیر مصرف کالاها قرار می‌گیرد. این مطلب زمینه‌ساز تئوری مطلوبیت تصادفی و تئوری انتخاب گسسته شد (راج ادهیکاری[1]، ۲۰۱۱). در این تئوری رتبه‌بندی رجحان‌ها یا مطلوبیت مربوط به کالاها به طور غیر مستقیم توسط جمع‌آوری خصوصیات مربوط به کالاهای مختلف صورت می‌گیرد. او بیان می‌کند که در تئوری رفتار مصرف‌کننده خصوصیات ذاتی کالاها، همان خصوصیاتی که الماس را از نان متفاوت می‌سازد، به طوری که مصرف‌کننده‌ای که فقط الماس را مصرف می‌کند همان قدر عقلایی است که مصرف‌کننده‌ای که فقط نان را مصرف می‌کند، اما مصرف‌کننده‌ای که گاهی نان وگاهی الماس را مصرف می‌کند غیر عقلایی عمل می‌کند. به عبارت دیگر تنها خصوصیتی که تئوری بر اساس آن ایجاد می‌شود خصوصیت کالا بودن است وکالا آن چیزی است که فرد تمایل به داشتن مقدار بیشتری از آن خواهد داشت.

برای مثال او بیان می‌کند، یک غذا که در تئوری رفتار مصرف‌کننده به عنوان یک کالا در نظر گرفته می‌شود علاوه بر یک سری خصوصیات مربوط به مواد مغذی آن، دارای یک سری خصوصیات مربوط به طعم است که باعث متفاوت شدن غذاها از یکدیگر می‌شود. لذا، لنکستر تابع مطلوبیت را نه بر روی کالاهای نهایی بلکه بر اساس خصوصیات آن کالا تعریف می‌کند، بنابراین در فرآیند تولید آنچه بدست می‌آید خصوصیات مربوط به کالاهای نهایی است نه خود کالای نهایی.

مهم‌ترین دست آورد ناشی از رهیافت لنکستر (۱۹۶۶) این است که افراد کالاها را نه به دلیل خود کالا بلکه به واسطه خصوصیات آن کالا مورد تقاضا قرار می‌دهند و این خصوصیات است که موجب افزایش مطلوبیت می‌شود. در این دیدگاه مصرف‌کننده به عنوان فردی معرفی می‌شود که از خصوصیات یک کالا مطلوبیت کسب می‌کند در حالی که کالاها، عرضه‌کننده این خصوصیات

[1]. Rag Adhikari (2011)

با کیفیت‌های متفاوت هستند. به این ترتیب کالاها نتیجه یک فرآیند تولید خصوصیات‌اند، یعنی یک وضعیت مشابه ولی نه کاملا یکسان با تئوری تولید با این تفاوت که تکنولوژی مصرف شامل یک نهاده (یک کالا) و ستاده، ترکیبی از خصوصیات است. این در حالی است که تکنولوژی تولید شامل چند نهاده و یک ستاده است. به این ترتیب یک کالا دارای بیش از یک خصوصیت و هر خصوصیت قابل دستیابی از بیش از یک کالا است (باتون[1]، ۱۹۷۵).

در این چارچوب فرض بر این است که مجموعه‌ای از خصوصیات که میزان آن توسط عناصر مجموعه Z و مجموعه‌ای از کالاها که میزان آن توسط عناصر مجموعه X معرفی می‌شود، وجود دارد. همچنین فرض می‌شود که تابعی مانند $G(x)$ وجود دارد که توصیف کننده ارتباط بین کالاها و خصوصیات آن است، الگویی که از طریق آن میزان خصوصیات بدست آمده توسط میزان متفاوت از کالاهای مختلف توصیف می‌شود. لذا مساله حداکثرسازی توسط مصرف‌کننده عقلایی در یک بازار آزاد رقابتی و قید بودجه خطی به صورت زیر خواهد بود (کواندت[2]، ۱۹۷۶):

$$\begin{aligned} &\text{Max: } U(z) \\ &\text{s.t: } Z=\beta(x) \\ &P.x \leq Y \quad \text{و} \quad x\geq 0 \end{aligned} \qquad (۲)$$

به این ترتیب فرضیه جدایی‌پذیری تابع مطلوبیت، ایجاد کننده یک تابع تقاضا است که فقط تابعی از قیمت کالاها در یک شاخه و متغیر درآمد اختصاص داده شده به آن شاخه است و فرض بر این است که درآمد اختصاص داده شده به هر شاخه از قبل تعیین شده است. تنها مساله باقی مانده در این نوع از مدل‌ها چگونگی تخصیص درآمد بین شاخه‌های مختلف است به گونه‌ای که مساله وابستگی تقاضای کالاهای مختلف در هر شاخه به قیمت سایر کالاها درشاخه‌های دیگر ایجاد نشود. در این راستا مدل تقاضا نیاز به ساده‌سازی دیگری دارد با این فرض که سهم درآمد اختصاص یافته به هر شاخه محدود است. بنابراین اثر درآمدی بین شاخه‌ها تقریبا قابل چشم پوشی بوده و لذا این فرض، ایجاد تابع تقاضا برای کالاها در هر شاخه را به طور کاملا مستقل از قیمت کالاها در سایر بخش‌ها امکان‌پذیر می‌کند. یکی از این بخش‌ها تقاضای سفر برای انواع وسایل نقلیه است که می‌توان بر اساس تئوری لنکستر مدل‌سازی آن را مستقل از سایر بخش‌ها انجام داد.

---

1. Button (1975)
2. Quandt (1976)

همچنین امکان در نظر گرفتن تقاضای سفر به توابع جداگانه برای سفرها را با اهداف گوناگون نیز ایجاد نمود.

۳- مدل‌سازی مدل‌های انتخاب گسسته و استخراج تابع تقاضا

برای مدل‌سازی مدل‌های انتخاب گسسته نیاز به معرفی ۴ بخش زیر است:

الف) فرد تصمیم گیرنده: واحد تصمیم‌گیری در مدل‌های انتخاب گسسته می‌تواند یک فرد یا یک خانواده باشد. فرد تصمیم گیرنده در این مدل‌ها با مجموعه انتخاب‌های متفاوت روبرو بوده و دارای سلایق متفاوت است که استفاده از فرم مدل‌های رفتاری غیر جمعی امکان در نظر گرفتن این تفاوت‌ها را ایجاد می‌کند. هر چند در این نوع از تخمین‌ها هدف تخمین تقاضای جمعی است ولی در نظر گرفتن واحدهای فردی امکان تفاوت در افراد مختلف را ایجاد می‌کند.

ب) گزینه‌ها: انتخاب هر مصرف‌کننده از یک مجموعه غیر تهی از گزینه‌ها انتخاب می‌شود. هر مصرف‌کننده با توجه به محدودیت‌های خود با یک زیر مجموعه از مجموعه انتخاب جهانی روبرو است که امکان‌پذیری هر یک از گزینه‌ها در این مجموعه از طریق محدودیت‌های متنوعی مانند محدودیت‌های فیزیکی (مثلا دسترسی به اتوبوس بین محل کار و منزل)، محدودیت‌های پولی (مثلا هزینه تاکسی برای افراد کم درآمد قابل پرداخت نباشد)، محدودیت زمانی (مثلا امکان پیاده روی برای فرد به دلیل طولانی بودن مسیر وجود نداشته باشد) و ... تعیین می‌شود.

ج) خصوصیات مربوط به گزینه‌ها: این مجموعه انتخاب دارای شرایط زیر است (بن اکیوا، ۱۹۸۵):

۱. تعداد گزینه‌ها محدود است.

۲. گزینه‌ها دو به دو از هم مجزا هستند، به عبارت دیگر زمانی که فرد یک گزینه را در یک مجموعه از گزینه‌ها انتخاب می‌کند لزوما به این معنی است که فرد گزینه‌های دیگر در این مجموعه را انتخاب نخواهد کرد.

۳. مجموعه گزینه‌ها اتمام پذیر هستند، یعنی همه گزینه‌های موجود در بر گیرنده نبوده و فرد به انتخاب یکی از گزینه‌های مجموعه می‌پردازد. در تئوری انتخاب گسسته فرض بر این است که مجموعه انتخاب فرد شامل چندین گزینه است و هر گزینه شامل تعدادی خصوصیت است که جذابیت هرکدام از این گزینه‌ها بر اساس مقادیر این خصوصیات تعیین می‌شود.

د) قاعده تصمیم‌گیری: انتخاب از یک مجموعه شامل دو یا چند گزینه، نیازمند یک قاعده تصمیم‌گیری است. به عبارت دیگر فرد تصمیم گیرنده از طریق یک فرآیند داخلی و با استفاده از اطلاعات در دسترس در مورد گزینه‌ها به یک انتخاب دست می‌زند. رایج ترین نوع قاعده تصمیم‌گیری، تصمیم‌گیری بر اساس تابع مطلوبیت است که در آن تابع مطلوبیت تعیین‌کننده میزان جذابیت هر یک از گزینه‌ها بر اساس برداری از مقادیر مربوط به ارزش خصوصیات است و مصرف‌کننده به دنبال حداکثر سازی این تابع بر روی مجموعه‌ای از انتخاب است.

در این مدل‌ها فرض بر این است که مجموعه انتخاب جهانی C از گزینه‌های مورد انتخاب وجود داشته باشد و C_n مجموعه انتخاب‌های تصمیم گیرنده nام است که از طریق محدودیت‌های مربوط به او ایجاد شده باشد، در این صورت $C_n \in C$ است. در این شرایط اگر رجحان‌های مصرف‌کننده دارای خاصیت سازگاری و انتقال‌پذیری روی گزینه‌ها باشد امکان رتبه‌بندی رجحان‌های مصرف‌کننده روی گزینه‌ها وجود خواهد داشت. در این صورت U_{in} به ازاء $i \in C_n$ انتخاب خواهد شد اگر و فقط اگر:

$$U_{in} \geq U_{jn} \quad \forall i,j \in C_n \text{ که } i \neq j$$

با در نظر گرفتن دیدگاه لنکستر، تابع مطلوبیت مصرف‌کننده بر اساس خصوصیات گزینه مورد انتخاب به صورت $U_{in} = U(z_{in})$ تعریف می‌شود که در آن z_{in} برداری از خصوصیات مربوط به گزینه iام توسط تصمیم گیرنده nام است. برای مثال هزینه و زمان سفر توسط اتوبوس با هزینه و زمان سفر توسط خودرو شخصی متفاوت است. به عبارت دیگر در این مساله انتخاب تصمیم‌گیرنده از گزینه‌های موجود به طور آشکار بستگی به خصوصیات هر یک از گزینه‌ها دارد، و لذا تصمیم‌گیرندگان متفاوت با انتخاب‌های متفاوت، زمانی که با گزینه‌های مشابهی روبرو می‌شوند، تصمیمات متفاوت می‌گیرند، زیرا ارزش نسبی هر فرد روی خصوصیات هر گزینه متفاوت است. این ارزش گذاری متفاوت روی گزینه‌های مختلف توسط هر فرد تصمیم‌گیرنده با خصوصیات فرد تصمیم‌گیرنده در ارتباط است، لذا اگر خصوصیات اقتصادی- اجتماعی فرد تصمیم‌گیرنده توسط بردار S_n نمایش داده شود، تابع مطلوبیت این فرد به صورت تابع $U_{in} = U(Z_{in}, S_{in})$ نمایش داده خواهد شد. بنابراین انتخاب در این فرآیند تصمیم‌گیری، فرآیندی پیوسته و دارای مراحل تعریف مساله، انتخاب، تولید گزینه‌ها، ارزیابی خصوصیات مربوط به گزینه‌ها و نتایج است.

۳-۱- تئوری انتخاب تصادفی

تئوری اقتصاد نئوکلاسیک بر این مطلب اذعان دارد که مصرف‌کننده به دنبال حداکثر کردن منافع شخصی خود بوده و در این فرآیند یک کالا تنها زمانی دارای ارزش است که دارای مطلوبیت باشد. در این تئوری در حالی که ناهمگونی رجحان‌های مصرف‌کنندگان متفاوت مورد توجه قرار می‌گیرد، ولی در مطالعات تجربی مربوط به تقاضای بازار ناهمگونی بین مصرف‌کنندگان در نظر گرفته نشده و از ابزار مصرف‌کننده نماینده استفاده می‌شود. در این تئوری یک مصرف‌کننده با یک تابع مطلوبیت روبرو است و هدف وی حداکثر کردن این مطلوبیت با توجه به قید بودجه است. این حداکثر سازی منجر به ایجاد یک تابع تقاضا می‌شود و فرض بر این است که در بعد بازاری نیز تابع تقاضا به همین صورت است، با این تفاوت که جزء خطا برای تفاوت موجود در مشاهدات ناشی از تقاضای بازاری و مشاهدات دنیای واقعی به کار می‌رود. به عبارت دیگر منشأ ایجاد این جزء خطا ناشی از خطای اندازه‌گیری در تقاضا و یا اشتباه مصرف‌کننده در فرآیند حداکثر سازی است و نه به دلیل عوامل غیر قابل مشاهده در بین افراد مختلف. در زبان علم آمار این موضوع یعنی، تئوری‌های رایج مصرف‌کننده محدودیت‌های ساختاری وسیعی را بر متوسط رفتار افراد تحمیل می‌کند (مک فادن، ۲۰۰۱).

در مدل‌های انتخاب گسسته توسعه تئوری تقاضا برخاسته از نیاز به توضیح غیر انتقالی بودن رجحان‌ها و ناسازگاری رفتار مصرف‌کننده در نمونه‌های عملی است، به این صورت که افراد در شرایط انتخاب یکسان، گزینه‌های یکسانی را انتخاب نمی‌کنند. از طرف دیگر با تغییر مجموعه انتخاب، فرض انتقالی بودن رجحان‌ها نیز برقرار نیست. همچنین در نمونه‌های تجربی مشاهده می‌شود که افراد با مجموعه انتخاب یکسان و خصوصیات اقتصادی- اجتماعی یکسان، گزینه‌های متفاوتی را انتخاب خواهند کرد. بنابراین مکانیسم انتخاب تصادفی به منظور معرفی این‌گونه ناسازگاری‌های رفتاری معرفی شد. در این مکانیسم دو رهیافت مطلوبیت ثابت و تصادفی در مورد این ناسازگاری وجود دارد که البته رهیافت مطلوبیت تصادفی سازگاری بیشتری با تئوری رفتار مصرف‌کننده دارد. در ادامه به معرفی رهیافت مطلوبیت تصادفی پرداخته می‌شود.

۳-۲- رهیافت مطلوبیت تصادفی

در این رهیافت علت ناسازگاری در رفتار مصرف‌کننده ناشی از تغییرات غیر قابل مشاهده بین تصمیم‌گیرندگان و صفات غیر قابل مشاهده گزینه‌ها است. در این رهیافت این نوع رفتار از طریق

جزء خطا مورد بررسی قرار گرفته و فرض می‌شود مصرف‌کننده گزینه‌ای را انتخاب می‌کند که دارای بالاترین سطح مطلوبیت برای وی باشد، ولی از آنجا که مطلوبیت به طور قطعی توسط مصرف‌کننده شناخته شده نیست، به صورت یک متغیر تصادفی در نظرگرفته می‌شود. از این نقطه نظر احتمال انتخاب گزینه iام برابر با احتمال این است که مطلوبیت گزینه iام بزرگ‌تر یا برابر با گزینه‌های دیگر در مجموعه انتخاب باشد. به عبارت دیگر:

$$\mathrm{P(i}|c_n) = pr[U_{in} > u_{jn} \text{ برای همه مقادیر } j \in C_n] \qquad (۳)$$

این احتمال از طریق در نظر گرفتن یک توزیع احتمال ترکیبی برای یک مجموعه مطلوبیت‌های تصادفی $U_{in}, i \in C_n$ محاسبه می‌شود (ترین[1]، ۲۰۰۹). مانسکی[2] (۱۹۷۳) چهار منشأ جداگانه برای این نوع رفتار تصادفی در نظر می‌گیرد.

۱. صفات غیر قابل مشاهده: که سبب می‌شود بردار صفات تاثیرگذار بر تصیمم‌گیری غیر کامل باشد. لذا در این حالت تابع مطلوبیت به صورت $U_{in} = U(Z_{in}, S_n, Z_{in}^U)$ است که در آن Z_{in}^U یک بخش تصادفی است و تصادفی بودن U_{in} را ایجاب می‌کند.

۲. تغییر سلایق غیر قابل مشاهده: در این حالت تابع مطلوبیت به صورت $U_{in} = \mathrm{U}(Z_{in}, S_n, Z_{in}^U)$ است که در آن S_n^u نشان‌دهنده تغییرات غیر قابل مشاهده خصوصیات مصرف‌کننده و یک بخش تصادفی است.

۳. خطای اندازه‌گیری: در این حالت تابع مطلوبیت به صورت $U_{in} = \mathrm{U}(\tilde{Z}_{in}, S_n)$ است که در آن $\tilde{Z}_{in} = Z_{in} + \widetilde{\varepsilon_{in}}$ و $\tilde{Z}_{in}$ بخش قابل مشاهده و $\tilde{\varepsilon}_{in}$ خطای اندازه‌گیری ناشناخته است. بنابراین $U_{in} = U(z_{in} + \tilde{\varepsilon}_{in}, s_n)$ است.

٤. متغیرهای ابزاری: که در آن Z_{in} قابل مشاهده نبوده و $\tilde{Z}_{in}$ به عنوان متغیر ابزاری در نظر گرفته می‌شود. در این شرایط $U_{in} = U(\tilde{Z}_{in}, S_n)$ و $\tilde{Z}_{in} = \mathrm{g}(Z_{in}) + \tilde{\varepsilon}_{in}$ و لذا $U_{in} = U(g(Z_{in}) + \tilde{\varepsilon}_{in}, S_n)$.

بنابراین تابع مطلوبیت گزینه‌های مختلف بدون توجه به منشأ ایجاد و شکل‌گیری مطلوبیت تصادفی، به صورت حاصل جمع دو بخش تصادفی و غیر تصادفی به صورت زیر

---

1. Train (2009)
2. Mansk (1973)

$$U_{in} = V(Z_{in}, S_n) + \varepsilon(Z_{in}, s_n) = V_{in} + \varepsilon_{in} \quad (۴)$$

معرفی می‌شود. به عبارت دیگر برای مدل‌سازی این روش نیازمند تفکیک مدل به سه بخش ۱. تفکیک مطلوبیت کل به دو بخش تصادفی و معین، ۲. تصریح بخش معین و ۳. تصریح بخش تصادفی یا $f(\varepsilon_{1n}, \varepsilon_{2n} \dots \varepsilon_{jn})$ و ایجاد یک سری فروض در مورد توزیع احتمال ترکیبی مجموعه ای از اجزاء خطا یا همان $f(\varepsilon_{1n}, \varepsilon_{2n} \dots, \varepsilon_{jn})$ می‌باشد.
در این شرایط احتمال انتخاب گزینه iام توسط فرد nام به صورت زیر است.

$$P_n(i) = \Pr\left[(V_{in} + \varepsilon_{in}) \geq (V_{jn} + \varepsilon_{jn}), \forall i \neq j, i, j \in C_n\right] = \quad (۵)$$
$$pr\left[(\varepsilon_{ni}) \leq (V_{jn} - V_{in} + i\varepsilon_{jn}), \forall i \neq j, i, j \in C_n\right]$$

اگر ε_{ni} داده شده در نظر گرفته شود ε_{nj} دارای توزیع تجمعی برای هر ε_{ni} در مقدار $\varepsilon_{ni} + V_{ni}$-$V_{nj}$ است.
در مدل لاجیت فرض بر این است که ε_{ni} دارای توزیع مستقل و مشابه، دارای توزیع گامبل[1] و توزیع احتمال به‌صورت $f(\varepsilon_{ni})=e^{-e^{-\varepsilon_{nj}}}.e^{-\varepsilon_{nj}}$ و توزیع تجمعی به‌صورت $F(\varepsilon_{nj})=e^{-e^{\varepsilon_{nj}}}$ است، بنابراین احتمال انتخاب گزینه iام توسط فرد nام برابر با $\exp(-\exp(-(\varepsilon_{ni}+V_{ni} - V_{nj}))$ است. از آنجا که ε_{ni} دارای توزیع مستقل است، این توزیع تجمعی بر روی مقادیر $i \neq j$ به صورت زیر است.

$$P_{ni}|\varepsilon_{ni} = \prod_{i \neq j} e^{-e^{-(\varepsilon_{ni}+V_{ni}-V_{nj})}} \quad (۶)$$

از آنجا که ε_{ni} دارای مقادیر معین نیست پس احتمال انتخاب گزینه iام برابر با انتگرال $P_{ni}|\varepsilon_{ni}$ در تابع چگالی روی همه مقادیر ε_{ni} است. به عبارت دیگر:

$$P_{ni} = \int (e^{-e^{-(\varepsilon_{ni}+V_{ni}-V_{nj})}}.e^{-\varepsilon_{ni}}.e^{-e^{-\varepsilon_{ni}}}.d\varepsilon_{ni} \quad (۷)$$

با کمی تغییرات جبری مقدار این انتگرال برابر با $P_{ni} = \frac{e^{v_{ni}}}{\sum_j e^{v_{nj}}}$ است (ترین، ۲۰۰۹).

[1]. Gambel

حال، با توجه به چگونگی محاسبه و تخمین تابع تقاضا در مدل‌های انتخاب گسسته معرفی شده، و اینکه حمل و نقل و انتخاب وسیله نیز در چارچوب این مدل‌ها قابل تخمین و بررسی است (مورد تاکید در بخش دوم مقاله)، در بخش‌های بعدی مطالعه با استفاده از روش‌های ارائه شده، تقاضای سفر (انتخاب وسیله) در شهر اصفهان به عنوان یک مدل کاربردی ارزیابی می‌شود. در این راستا ابتدا اشاره مختصری به پیشینه مطالعات انجام شده در به کارگیری این مدل‌ها در تابع تقاضای سفر (انتخاب وسیله) خواهد شد. در نهایت نتایج مربوط به تخمین تقاضای خودرو شخصی، تاکسی و اتوبوس در شهر اصفهان در ساعت اوج صبح ارائه می‌شود.

۴- پیشینه تحقیق

ممدوحی و میر محمدی (۱۳۹۱) در مقاله‌ای تحت عنوان "کاربرد مدل‌های انتخاب گسسته در پیش‌بینی تعداد سفرهای هوایی: مطالعه موردی فرودگاه امام خمینی (ره) تهران"، به بررسی عوامل موثر بر انتخاب هواپیما با استفاده از یک مدل لوجیت دوگانه پرداخته‌اند. در این مقاله عوامل موثر بر انتخاب عبارتند از سن، جنسیت، درآمد، وضعیت تاهل، تحصیلات، تعداد وسایل نقلیه ملکی خانواده و هدف سفر.

نتیجه این مطالعه نشان می‌دهد که عوامل اقتصادی و اجتماعی مؤثر در تعداد سفرهای هوایی تولیدی، به صورت کاهشی عبارتند از: درآمد بیش از ۲/۵ میلیون تومان، هدف سفر، درآمد بین ۱/۵ تا ۲/۵ میلیون تومان، درآمد بین ۱ تا ۱/۵ میلیون تومان، سن، تحصیلات افراد با جنسیت مذکر و مالکیت وسیله نقلیه شخصی.

آسنسایو[1] (۲۰۰۲) در مقاله‌ای تحت عنوان "انتخاب وسیله نقلیه برای سفرکنندگان به مرکز شهر در بارسلون اسپانیا"، به بررسی عوامل موثر بر انتخاب وسیله سفر به مرکز شهر با استفاده از یک مدل لوجیت چندگانه آشیآن‌های در دو نوع وسیله نقلیه عمومی و خودرو شخصی می‌پردازد. در این مطالعه عوامل موثر بر انتخاب خودرو شخصی عبارتند از: زمان سفر، جنسیت، هزینه سفر، سرپرست خانوار بودن و چگالی جمعیت در منطقه سکونت و محل کار. عوامل موثر بر حمل و نقل عمومی نیز عبارتند از: زمان سفر با وسیله نقلیه عمومی، زمان انتظار، زمان پیاده‌روی تا مقصد، زمان پیاده‌روی تا مبدأ و زمان انتقال بین وسایل نقلیه عمومی، هزینه، جنسیت، مسافت سفر و تناوب

[1]. Asensio (2002)

وسیله نقلیه عمومی.

نتایج بدست آمده از این مطالعه نشان می‌دهد که ضرایب مربوط به هریک از متغیرها بجز تناوب وسیله نقلیه عمومی دارای علامت مورد انتظار بوده و در سطح معنی‌داری قابل قبولی است.

مک دونالد[1] (۲۰۰۷) در مقاله‌ای تحت عنوان "انتخاب وسیله کودکان برای سفر به مدرسه: نقش فاصله و مکان مدرسه در پیاده‌روی تا مدرسه"، به بررسی عوامل تاثیرگذار بر انتخاب بین پیاده‌روی کودکان تا مدرسه و سایر وسایل نقلیه در مدارس ابتدایی و متوسطه با استفاده از مدل‌های لوجیت چندگانه می‌پردازد. در این مقاله عوامل تاثیرگذار بر انتخاب کودکان به سه دسته عوامل زیر تقسیم می‌شود:

۱. خصوصیات خانوادگی مانند تعداد خودرو به ازاء افراد دارای گواهینامه در خانواده، درآمد، چگالی منطقه سکونت و خصوصیات نژادی خانواده مانند سیاه پوست بودن، آمریکایی یا آسیایی بودن و ...

۲. خصوصیات مربوط به دانش آموز مانند سن، جنسیت و تعداد فرزندان خانواده.

۳. خصوصیات مربوط به سفر مانند مسافت سفر، زمان سفر با خودرو شخصی و زمان پیاده‌روی.

نتایج بدست آمده از این مطالعه نشان می‌دهد که ۱. خصوصیات مربوط به سفر (زمان سفر و مسافت سفر) از مهم‌ترین عوامل تاثیرگذار بر انتخاب وسیله است. ۲. از بین خصوصیات مربوط به خصوصیات دانش‌آموز سن و تعداد فرزندان در خانواده دارای تاثیر معنی‌داری بر انتخاب وسیله است ولی جنسیت تاثیر بسیار ضعیفی بر انتخاب وسیله دارد. ۳. از بین عوامل مربوط به خصوصیات خانوادگی درآمد تاثیر محدودی بر انتخاب وسیله دارد و اثرات مربوط به خصوصیات قومی نژادی بی معنی است.

بوهلر[2] (۲۰۱۱) در مقاله‌ای تحت عنوان "عوامل تعیین‌کننده انتخاب وسیله: مقایسه آلمان و آمریکا" به بررسی عوامل تاثیرگذار بر تفاوت موجود در انتخاب وسیله بین این دو کشور با استفاده از یک مدل لوجیت چندگانه می‌پردازد. او بیان می‌کند که در آلمان در مقایسه با آمریکا ۴ برابر بیشتر از پیاده‌روی، دوچرخه‌سواری و حمل و نقل عمومی برای سفر استفاده می‌نمایند ولی سهم سفر آن‌ها با خودرو شخصی ۲۵ درصد نسبت به آمریکا کمتر است. در این مطالعه عوامل موثر بر انتخاب وسیله عبارتند از فاصله منزل تا ایستگاه اتوبوس، چگالی جمعیت در هر مایل مربع،

---

1. McDonald (2007)
2. Buehler (2011)

نسبت مکان‌های کاری به مسکونی و متغیرهای اقتصادی- اجتماعی درآمد خانواده، دسترسی به خودرو شخصی، جنسیت، وضعیت شغلی، هدف سفر و داشتن گواهینامه.

نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که فاصله تا ایستگاه، چگالی جمعیتی و دسترسی به اتومبیل دارای اثر ضعیف‌تری بر انتخاب خودرو شخصی در آمریکا نسبت به آلمان است. همچنین تفاوت معنی‌داری در سایر متغیرهای توضیحی در دو کشور وجود دارد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تفاوت موجود در دو کشور از نظر میزان تاثیر متغیرهای توضیحی و جهت تاثیرگذاری آن در انتخاب وسیله در دو کشور ناشی از سیاست‌گذاری‌هایی است که سبب وابستگی به خودرو شخصی می‌شود. برای مثال در آمریکا حتی افراد با فاصله بسیار کم تا ایستگاه اتوبوس و در مناطق با چگالی جمعیتی بالا نیز تمایل بیشتری به استفاده از خودرو شخصی دارند زیرا بسیاری از مقصدها بدون خودرو شخصی قابل دسترسی نیست، یا در خارج از شهرهای بزرگ، گستردگی شبکه‌های حمل و نقل عمومی به گستردگی شبکه‌های موجود در آلمان نیست. از طرف دیگر عوامل دیگری بجز متغیرهای اقتصادی-اجتماعی و متغیرهای جمعیت شناختی و توسعه فضایی، مانند ترجیحات فرهنگی و سیاست‌های مربوط به کاربری اراضی نیز بر انتخاب وسیله افراد تاثیر گذار است.

۵- جامعه آماری و روش نمونه‌گیری

جامعه آماری این مطالعه سفر کنندگان در سطح شهر اصفهان در ساعت اوج صبح یک روز کاری بوده و داده‌های مورد نیاز برای این مطالعه از طریق پرسش‌نامه توزیع شده بین ۴۵۷ فرد سفر کننده در ساعت اوج صبح (۹-۷) در اسفند ۱۳۹۲ جمع‌آوری شده است. همچنین برای تعیین نمونه انتخابی از روش نمونه‌گیری ساده تصادفی در سطح شهر اصفهان استفاده شد.

۶- نتایج تجربی

در این بخش بر اساس بردارهای معرفی شده در بخش‌های قبل، ابتدا عوامل و متغیرهای موثر بر تقاضای سفر (انتخاب وسیله نقلیه) معرفی، سپس ضرایب تابع مطلوبیت و احتمال انتخاب هر یک از وسایل نقلیه برازش شده و در ادامه آزمون معنی داری و قدرت برازش مدل مورد بررسی قرار گرفته است و در بخش بعدی تابع تقاضای جمعی هر وسیله بر اساس احتمال انتخاب آن محاسبه می‌شود. در پایان نیز کشش‌های تقاضا نسبت به هر یک از مولفه‌های تاثیرگذار محاسبه شده است.

۶-۱- تخمین ضرایب تابع مطلوبیت وسایل نقلیه مختلف

همان‌طور که در بخش مبانی نظری مقاله بیان شد، عوامل موثر بر تقاضای سفر بر اساس مدل انتخاب گسسته شامل دو دسته عوامل و متغیرهای اقتصادی و اجتماعی، و عوامل و متغیرهای مربوط به نوع وسیله نقلیه است. در این مقاله بر اساس مطالعات انجام گرفته در این زمینه مانند ماکت[1] (۲۰۰۳)، پاولی[2] و همکاران (۲۰۰۶)، اریکسون[3] و همکاران (۲۰۰۸) و ... و نیز مصاحبه‌های انجام گرفته با تعدادی از استفاده‌کنندگان از وسایل حمل و نقل عمومی و خودرو شخصی، عوامل موثر بر انتخاب وسیله نقلیه (تقاضای سفر) به صورت زیر معرفی می‌شوند.

۱. متغیرهای اقتصادی و اجتماعی: این متغیرها شامل سن، جنسیت و تحصیلات، تعداد خودرو در خانواده، تعداد گواهینامه و درآمد است.

۲. متغیرهای مربوط به نوع وسیله نقلیه شامل:

۱.۲. زمان سفر: این زمان شامل زمان پیاده‌روی تا ایستگاه، زمان انتظار در ایستگاه، زمان سفر با هر یک از وسایل نقلیه و زمان پیاده‌روی تا مقصد است.

۲.۲. هزینه: این متغیر برای وسایل حمل و نقل عمومی، میزان کرایه و برای خودرو شخصی شامل هزینه بنزین، هزینه استهلاک و هزینه تعمیر و نگهداری است.

۳.۲. آسایش: این متغیر بر اساس جای نشستن راحت، تهویه و دمای مناسب و فضای کافی تعیین می‌شود.

۳. مسافت سفر

با در نظر گرفتن متغیرهای فوق نتایج تخمین ضرایب تابع مطلوبیت هر یک از وسایل نقلیه به روش لاجیت چند گانه به شرح جداول زیر است.

جدول (۱): نتایج تخمین ضرایب تابع مطلوبیت تاکسی با استفاده از روش لاجیت چند گانه

تاکسی	نماد	ضریب	آماره والد	احتمال عدم معنی‌داری	سطح معنی‌داری
ضریب ثابت	CONSTANT	-۲/۲۹۴۶۰	-۳/۱۶	۰/۰۰۱۶	٪۹۹
زمان سفر	TOTALTIME	-۰/۲۱۱۰	-۲/۲۷	۰/۰۲۳۴	٪۹۵
درآمد	INCOME	۰/۳۱۷۷۹	۲/۸۴	۰/۰۰۴۵	٪۹۹
هزینه	COST	-۰/۰۰۰۷۸	-۳/۷۲	۰/۰۰۰۲	٪۹۹
آسایش	COMFORT	۰/۰۱۴۵۸	۲/۲۴	۰/۰۲۵۳	٪۹۵

ماخذ: محاسبات محقق

[1]. Mackett (2003)
[2]. Paulley (2006)
[3]. Erikson (2008)

جدول (۲): نتایج تخمین ضرایب تابع مطلوبیت اتوبوس با استفاده از روش لاجیت چند گانه

اتوبوس	نماد	ضریب	آماره والد	احتمال عدم معنی‌داری	سطح معنی‌داری
زمان سفر	TIME	-۰/۰۲۷۹۰	-۴/۴۰	۰	٪۹۹
هزینه	COST	-۰/۰۰۱۴۵	-۱/۹۶	۰/۰۵۰۴۰	٪۹۰
آسایش	COMFORT	۰ /۰۰۸۹۵	۱/۱۹۵	۰/۰۵۰۶	٪۹۰

ماخذ: محاسبات محقق

جدول (۳): نتایج تخمین ضرایب تابع مطلوبیت خودرو شخصی با استفاده از روش لاجیت چند گانه

خودرو شخصی	نماد	ضریب	آماره والد	احتمال عدم معنی‌داری	سطح معنی‌داری
ضریب ثابت	CONSTANT	-۲/۳۶۷۲۳	-۳/۳۰	۰/۰۰۱۰	٪۹۹
آسایش	COMFORT	۰/۰۱۴۶۶	۲/۳۵	۰/۰۱۸۸	٪۹۵

ماخذ: محاسبات محقق

ضرایب بدست آمده از جداول فوق حاکی از آن است که:

۱. عدم معنی‌داری ضرایب متغیرهای اقتصادی اجتماعی جنس، سن و تحصیلات، تعداد خودرو در خانواده و تعداد خودرو به تعداد گواهینامه، در تابع مطلوبیت همه وسایل نقلیه است، به عبارت دیگر این عوامل تاثیری بر انتخاب وسایل نقلیه گوناگون ندارد.

۲. متغیر درآمد تاثیری بر تابع مطلوبیت خودرو شخصی و اتوبوس نداشته است، به عبارت دیگر متغیر درآمد در تابع مطلوبیت اتوبوس و خودرو شخصی معنی‌دار نبوده در حالی که اثر آن بر انتخاب تاکسی مثبت و معنی‌دار بوده است.

۳. متغیر زمان سفر که شامل مجموع ۴ نوع زمان سفر اشاره شده در بالا است در تابع مطلوبیت وسیله نقلیه تاکسی و اتوبوس معنی‌دار با علامت منفی و در انتخاب خودرو شخصی فاقد معنی‌داری لازم بوده است.

۴. متغیر هزینه، در انتخاب تاکسی و اتوبوس با علامت منفی بوده و دارای سطح معنی‌داری متفاوت بوده است. این متغیر در انتخاب خودرو شخصی تاثیری نداشته است.

۵. عامل آسایش در تابع مطلوبیت هر سه نوع وسیله نقلیه دارای علامت مثبت و با سطح معنی‌داری متفاوت بوده است.

۶. مسافت تاثیری در انتخاب وسیله نداشته است.

۶-۱-۱- آزمون معنی‌داری کل مدل

برای آزمون معنی‌داری کل مدل از مقایسه بین حداکثر درست نمایی مدل مورد تخمین نسبت به حداکثر درست نمایی بدست آمده از مدل پایه، که در آن فقط ضرایب ثابت وجود دارد، استفاده می‌شود. در این آزمون اگر تابع حداکثر درست نمایی مدل مورد تخمین نسبت به مدل پایه بهبود داشته باشد، در این صورت مدل به طور کلی معنی‌دار است. به عبارت دیگر، اگر تابع درست نمایی مدل مورد تخمین بهبودی نسبت به مدل پایه نداشته باشد، در این صورت ضرایب مورد تخمین بهبودی در قدرت پیش‌بینی مدل نسبت به مدل پایه ایجاد نمی‌کند. برای مقایسه تابع درست نمایی در دو مدل از آزمون نسبت حداکثر درست نمایی استفاده می‌شود. فرمول مورد نیاز این آزمون به صورت زیر است:

$$-2(LL_{\text{پایه مدل}} - LL_{\text{تخمینی مدل}}) = \chi^2(\text{تفاوت در تعداد پارامترهای تخمینی در دو مدل})$$

حال چنانچه مقدار آماره این آزمون از مقدار بحرانی آماره χ^2 در سطح اطمینان معین بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر یعنی عدم معنی‌داری کل مدل رد می‌شود و بر عکس. در این مطالعه مقدار آماره آزمون به صورت زیر محاسبه شده است.

$$-2(-403+363)=80 > \chi^2(8) = 20.0902$$

با توجه به نتیجه فوق، معنی‌داری کل مدل در سطح ۹۹٪ پذیرفته می‌شود.

۶-۱-۲- قدرت برازش مدل

نکته قابل ذکر اینکه در این مدل‌ها برای تشخیص قدرت برازش مدل از R^2-pseudo استفاده می‌شود که متفاوت از R^2 در مدل‌های خطی است. در مدل‌های تخمینی فوق این آماره ۱۰ درصد بدست آمده که معادل ضریب تعیین ۲۲ درصد در مدل‌های خطی است. این آماره از طریق رابطه زیر محاسبه شده است.

$$R^2\text{-pseudo} = \frac{LL_{\text{مدل پایه}} - LL_{\text{مدل تخمینی}}}{LL_{\text{مدل پایه}}} \qquad (۸)$$

۶-۲- تابع مطلوبیت و احتمال انتخاب وسایل نقلیه مختلف

بعد تخمین ضرایب توابع مطلوبیت وسایل نقلیه، بر اساس ضرایب بدست آمده توابع مطلوبیت این وسایل به صورت زیر خواهد بود.

$$U(bus) = -0.00145*COST_B - 0.02790*TIME_B + 0.00895*COMFORT_B$$
$$U(TAXI) = -2.2946 - 0.00078 * COST_T + 0.31779 * INCOME_T - 0.2110 * TIME + 0.01458 * COMFORT_T$$
$$U(car) = -2.36723 + 0.01446 * COMFORT_C$$

بر اساس ضرایب بدست آمده، احتمال انتخاب هریک از وسایل نقلیه برای هر فرد نیز از رابطه زیر قابل محاسبه است.

احتمال انتخاب اتوبوس توسط فرد iام:

$$P_{bus} = \frac{e^{\,-0.00145*COST_B - 0.02790*TIME_B + 0.00895*COMFORT_B}}{e^{\,-0.00145*COST_B - 0.02790*TIME_B + 0.00895*COMFORT_B} + e^{-2.36723 + 0.01446*COMFORT_C} + e^{-2.2946 - 0.00078*COST_T + 0.31779*INCOME_T - 0.2110*TIME_T + 0.01458*COMFORT_T}}$$

احتمال انتخاب تاکسی توسط فرد iام:

$$P_{Taxi} = \frac{e^{e^{-2.2946 - 0.00078*COST_T + 0.31779*INCOME_T - 0.2110*TIME_T + 0.01458*COMFORT_T}}}{e^{\,-0.00145*COST_B - 0.02790*TIME_B + 0.00895*COMFORT_B} + e^{-2.36723 + 0.01466*COMFORT_C} + e^{e^{-2.2946 - 0.00078*COST_T + 0.31779*INCOME_T - 0.2110*TIME_T + 0.01458*COMFORT_T}}}$$

احتمال انتخاب خودرو شخصی توسط فرد iام:

$$P_{car} = \frac{e^{-2.3\ 6723\ + 0.01446*COMFORT_C}}{e^{\,-0.00145*COST_B - 0.02790*TIME_B + 0.00895*COMFORT_B} + e^{-2.36723 + 0.01466*COMFORT_C} + e^{e^{-2.2946 - 0.00078*COST_T + 0.31779*INCOME_T - 0.2110*TIME_T + 0.01458*COMFORT_T}}}$$

۶-۳- جمعی‌سازی و تقاضای کل

برای بدست آوردن تقاضای کل هر یک از وسایل نقلیه، در این مقاله از روش جمعی‌سازی احتمال انتخاب نمونه استفاده شده است که از طریق حاصل جمع یا میانگین احتمال انتخاب هر یک از افراد در نمونه ایجاد می‌شود.. در این روش اگر P_{in} احتمال انتخاب گزینه iام در مجموعه انتخاب توسط فرد nام و نمونه شامل N فرد باشد، در این صورت برای جمعی‌سازی نیاز به اختصاص وزنی به هر یک از افراد در نمونه است. این وزن برای افراد مشابه در نمونه یکسان و معادل با معکوس احتمال انتخاب این فرد در نمونه است. بنابراین چنانچه وزن اختصاص داده شده به هر گروه از افراد مشابه در نمونه برابر با w_n باشد، تقاضا برای وسیله iام برابر با $\widehat{N}_i=\sum_n w_n p_{in}$ خواهد بود. در نمونه تصادفی این وزن برای همه افراد برابر و چنانچه نمونه تصادفی خوشه‌ای باشد این وزن برای همه افراد در یک خوشه ثابت است (ترین، ۱۹۸۶).

در این مطالعه از آنجا که نمونه تصادفی است، وزن اختصاص داده شده به هر یک از افراد در این نمونه ثابت و برابر با احتمال انتخاب این فرد از کل افراد سفرکننده در ساعت اوج صبح است. بر اساس آمار اخذ شده از سالنامه آماری حمل و نقل و ترافیک شهر اصفهان در سال ۱۳۹۲، تعداد کل سفرهای انجام شده توسط خودرو شخصی، تاکسی و اتوبوس در ساعت اوج صبح برابر با ۳۱۵۷۷۷ می‌باشد، لذا تقاضای کل برای هر یک از وسایل نقلیه به صورت زیر خواهد بود.

$$\text{تقاضای خودرو شخصی} = ۳۱۵۷۷۷ * \frac{e^{-2.3\ 6723\ +0.01446*COMFORT_C}}{e^{\ -0.00145*COST_B-0.02790*TIME_B+0.00895*COMFORT_{B+}} e^{-2.36723+0.01466*COMFORT_{C+}} e^{e^{-2.2946-0.00078*COST_T+0.31779*INCOME_T-0.2110*TIME_T+0.01458*COMFORT_T}}}$$

$$\text{تقاضای تاکسی} = ۳۱۵۷۷۷* \frac{e^{e^{-2.2946-0.00078*COST_T+0.31779*INCOME_T-0.2110*TIME_T+0.01458*COMFORT_T}}}{e^{\ -0.00145*COST_B-0.02790*TIME_B+0.00895*COMFORT_{B+}} e^{-2.36723+0.01466*COMFORT_{C+}} e^{e^{-2.2946-0.00078*COST_T+0.31779*INCOME_T-0.2110*TIME_T+0.01458*COMFORT_T}}}$$

تقاضای اتوبوس = ۳۱۵۷۷۷ *

$$\frac{e^{-0.00145*COST_B-0.02790*TIME_B+0.00895*COMFORT_B}}{e^{-0.00145*COST_B-0.02790*TIME_B+0.00895*COMFORT_B+}\ e^{-2.36723+0.01446*COMFORT_C+}\ e^{-2.2946-0.00078*COST_T+0.31779*INCOME_T-0.2110*TIME_T+0.01458*COMFORT_T}}$$

۶-۴- کشش

در مدل‌های لاجیت چندگانه کشش بیانگر رابطه بین درصد تغییر در بعضی از متغیرها (مانند خصوصیات یک گزینه یا خصوصیات اقتصادی و اجتماعی فرد) و درصد تغییر در مقادیر تقاضای یک گزینه است. این تغییر در مقادیر تقاضا شده یک گزینه فقط به ازای تغییر در خصوصیات مربوط به خود یک گزینه ایجاد نمی‌شود بلکه به ازای تغییر در خصوصیات سایر گزینه‌های رقیب نیز ایجاد و سبب ایجاد دو نوع کشش مستقیم و متقاطع می‌شود (هنشر[1] و همکاران، ۲۰۰۵). وویر[2]، هنشر و سوایت[3] (۲۰۰۰) نشان می‌دهند که با کمی ساده سازی کشش مستقیم گزینه iام نسبت به خصوصیت Kام همین گزینه برای فرد q معادل با $E_{X_{ikq}}^{P_{iq}} = -X_{ikq}.\beta_{ik}[1-P_{iq}]$ و کشش متقاطع گزینه iام نسبت به خصوصیت kام گزینه j به صورت $E_{X_{jkq}}^{P_{iq}} = -P_{iq}.X_{jkq}.\beta_{jk}$ است (هنشر و همکاران، ۲۰۰۵).

در این مطالعه کشش متقاطع و مستقیم بدست آمده توسط مدل برای هر یک از وسایل نقلیه به صورت زیر است.

جدول (۴): کشش متقاطع و مستقیم هزینه وسایل نقلیه مختلف

درصد تغییر در احتمال انتخاب	اتوبوس	تاکسی	خودرو شخصی
درصد تغییر در هزینه اتوبوس	-۰/۲۳۴۳	۰/۲۰۶۷	۰/۱۲۶۳
درصد تغییر در هزینه تاکسی	۰/۲۴۵۸	-۰/۷۷۳۶	۰/۱۵۵۱
درصد تغییر در هزینه خودرو شخصی	۰	۰	۰

ماخذ: محاسبات محقق

جدول (۵): کشش متقاطع و مستقیم زمان وسایل نقلیه

کشش زمان	اتوبوس	تاکسی	خودرو شخصی
درصد تغییر در زمان اتوبوس	-۰/۷۳۷۶	۰/۶۵۵۱	۰/۳۹۵۲
درصد تغییر در زمان تاکسی	۰/۱۷۵۱	-۰/۵۵۴۶	۰/۱۱۲۳
درصد تغییر در زمان خودرو شخصی	۰	۰	۰

ماخذ: محاسبات محقق

1. Henser (2005)
2. Louviere
3. Swait (2000)

جدول (۶): کشش درآمدی مستقیم و متقاطع وسایل نقلیه مختلف

درصد تغییر در احتمال انتخاب	اتوبوس	تاکسی	خودرو شخصی
درصد تغییر در درآمد	-۰/۲۴۴۷	۰/۷۸۷۲	-۰/۱۶۱۲

ماخذ: محاسبات محقق

جدول (۷): کشش مستقیم و متقاطع آسایش هر یک از وسایل نقلیه

کشش آسایش	اتوبوس	تاکسی	خودرو شخصی
یک درصد تغییر در آسایش اتوبوس	۰/۱۷۷۸	-۰/۱۶۲۱	-۰/۰۹۳۱
یک درصد تغییر در راحتی تاکسی	-۰/۱۹۷۵	۰/۶۱۰۹	-۰/۱۱۹۲
یک درصد تغییر در راحتی خودرو شخصی	-۰/۳۱۶۷	-۰/۳۲۷۱	۰/۴۸۳۹

ماخذ: محاسبات محقق

نتایج ناشی از جداول فوق حاکی از آن است که:

۱. صفر بودن کشش هزینه خودرو شخصی نسبت به هزینه اتوبوس و تاکسی بیانگر عدم جانشینی خودرو شخصی نسبت به اتوبوس و تاکسی است.

۲. پایین بودن کشش‌ها به طور کلی بیانگر انعطاف پذیری پایین تقاضای وسایل نقلیه مختلف است.

۳. بزرگتر بودن کشش هزینه متقاطع اتوبوس نسبت به تاکسی در مقایسه با خودرو شخصی حاکی از این است که نزدیک ترین جانشین برای اتوبوس، تاکسی است و برعکس. بزرگتر بودن کشش جانشینی متقاطع تاکسی نسبت به اتوبوس در مقایسه با خودرو شخصی بیانگر آن است که نزدیک‌ترین جانشین برای تاکسی، اتوبوس است.

۴. پایین بودن کشش متقاطع و مستقیم هزینه اتوبوس بیانگر این است که گرچه ایجاد انگیزه‌های قیمتی (کاهش قابل توجه هزینه اتوبوس) برای انتقال از خودرو شخصی به سمت استفاده از اتوبوس می‌تواند مفید باشد ولی سیاست‌های مربوط به افزایش آسایش اتوبوس، مانند جای نشستن مناسب، تهویه و دمای مناسب، و تا حدی سیاست‌های مربوط به کاهش زمان سفر، داری تاثیر بیشتری است. بنابراین چون کشش قیمتی کاملا صفر نیست، سیاست‌های کاهش قیمت همراه با سیاست‌های مربوط به افزایش آسایش و کاهش زمان سفر می‌تواند تا حدی برای انتقال از خودرو شخصی به سمت اتوبوس مفید واقع شود.

۵. کاهش زمان سفر، هزینه و آسایش سفر با تاکسی دارای اثر محدودی بر احتمال انتخاب سایر وسایل نقلیه است.

۷- خلاصه و جمع‌بندی

در تئوری انتخاب، فرد به عنوان عامل تصمیم گیرنده اصلی به مرتب سازی گزینه‌های موجود بر اساس رجحان‌های خود پرداخته است، تا از بین آن‌ها به انتخاب بهترین گزینه بپردازد. با در نظر گرفتن پدیده روانشناسی یادگیری و خطای ادراک، تئوری انتخاب اقتصادی قابل کاربرد در بسیاری از موارد است. در این مطالعه ابتدا به معرفی و مدل‌سازی مدل انتخاب گسسته پرداخته شد و سپس رابطه بین حمل و نقل و رفتار مصرف‌کننده به عنوان یک نمونه کاربردی از این مدل ارائه شد. نتایج ناشی از کاربرد این مدل برای استخراج تابع تقاضای سفر (انتخاب وسیله سفر) در شهر اصفهان در ساعت اوج بیانگر این مطلب بود که عوامل تاثیرگذار بر استفاده از خودرو شخصی در سفرهای کاری و تحصیلی در ساعت اوج در شهر اصفهان فقط بستگی به راحتی استفاده از خودرو شخصی دارد، در حالی که هزینه، زمان سفر، درآمد و راحتی عوامل تاثیرگذار بر استفاده از تاکسی بوده، و زمان، هزینه و راحتی عوامل موثر بر انتخاب اتوبوس برای این نوع از سفر بوده است.

منابع و مآخذ

الف) منابع و مآخذ فارسی

۱. سالنامه آماری حمل و نقل و ترافیک شهر اصفهان (۱۳۹۲). معاونت حمل و نقل و ترافیک شهر اصفهان.

۲. ممدوحی، امیررضا. و میرمحمدی، سید اصغر (۱۳۹۱). "کاربرد مدل‌های انتخاب گسسته در پیش بینی تعداد سفرهای هوایی: مطالعه موردی فرودگاه امام خمینی (ره) تهران". فناوری حمل و نقل **۷**(۱۸): ۸-۱.

ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Asensio, J. (2002). "Transport Mode Choice by Commuters to Barcelona's CBD". Urban Studies **39**(10): 1881–1895.
2. Buehler, R. (2011). "Determinants of Transport Mode Choice: a Comparison of Germany and the USA". Journal of Transport Geography **19**: 644–657.
3. Ben-Akiva, M. (1973). *Structure of Passenger travel Demand Model*, Submitted in Partial Fulfillment of Requirement for Degree of Doctor of Philosophy at MIT.
4. Ben-Akiva, M. and Lerman, R. S. (1985). *Discere Choice Analysis: Theory and Application to Travel Demand*, The MIT Press.
5. Button, K. J. (1975). "The Use of Economic in Urban Travel Demand Modeling: A Survay". Socio-Econ, Plon, SCI **10**(2): 57-66.
6. Dargay, J. (2007). "The Effect of Prices and Income on Car Travel in the UK". Transportation Research, Part A **41**(10): 949-960.
7. Eriksson, L. Friman, M. and Garling ,T. (2008). "Stated Reasons for Reducing Work-Commute by Car". Transportation Research, Part F **11**:427-423.
8. Hensher, D. A, Rose, J. M., and Greene, W. (2005). *v*, Cambridge University Press.
9. Train, K. (1986). *Qualitative Choice Analysis: Theory Econometrics, and an Application to Automobile Demand*, The MIT Press.
10. Train, K. (2009). *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambrididge University Press.
11. Lancaster, K. (1960). "A New Approach to Consumer Theory". The Journal of Political Economy **74**(2): 132-157.

12. Louviere, J. J, Hensher, D. A. and Swait, J. (2000). *Stated Choice Method: Analysis and Application in Marketing, Transportation and Environmental Valuation*, Cambridge University Press.
13. Mackett, R. L. (2003). "Why do People use Their Cars for Short Trips". Transportation Research **30**: 329-340.
14. McDonald, N.C. (2008). "Children's mode choice for the school trip: the role of distance and school location in walking to school.". Transportation **35**: 23–35.
15. Manski, C. (1973). *The Analysis of Quantal Choices*, PhD Dissertation. Department of Economics, MIT Cambridge Mass.
16. McFadden. D. (1976). "Quantal Choice Analysis a Survey". Annals of Economic and Social Measurement **5**(7): 363-390.
17. McFadden, D. (2001). "Economic Choices". The American Economic Review **91**(3): 351-378.
18. Paulley, N, Balcombe, R, Mackett, R, Titheridge, H , Preston, J., Wardman, M. , Shires, J. , Shires, J. and White, P. (2006). "The Demand for Public Transport: The Effects of Fares, Quality of Service, Income and Car Ownership". Transport Policy **13**: 295-306.
19. Quandt, R. E. (1976). "The Theory of Travel Demand". Transport Resarch **10**: 411- 413.

    Rag Adhikari, S. (2011). "A Methodological Review of Demand Analysis: An Example of Health Care Services". Economic Journal of Development Issues **13**(1-2): 119-130.

اثر توسعه مالی بر ساختار سرمایه بنگاه‌های غیر مالی حاضر در سازمان بورس و اوراق بهادار ایران

کاظم یاوری[۱]
آمنه شهیدی[۲]
محمدعلی دهقان دهنوی[۳]
حسن حیدری[۴]

چکیده

مطالعه حاضر رابطه توسعه مالی و ساختار سرمایه بنگاه‌های غیر مالی حاضر در سازمان بورس و اوراق بهادار ایران را در چارچوب داده‌های تابلویی نامتوازن آزمون می‌کند. برای این منظور روش حداقل مربعات تعمیم یافته عملی (FGLS) و داده‌های مربوط به ۲۰۰ بنگاه غیر مالی طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۷۸ مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که توسعه بازار سهام اثر مثبت و معناداری بر نسبت بدهی بنگاه‌های غیر مالی در ایران دارد و در این بین میزان اثرگذاری شاخص مربوط به فعالیت بازار سهام بیشتر از میزان اثرگذاری شاخص مربوط به اندازه آن می‌باشد. برخلاف انتظار، اثر توسعه بخش بانکی بر نسبت بدهی بنگاه‌ها منفی و معنادار بدست آمده است که در این بین نیز میزان اثرگذاری شاخص مربوط به فعالیت سیستم بانکی بیشتر از میزان اثرگذاری شاخص مربوط به اندازه آن بوده است. همچنین نتایج مطالعه حاکی از آن می‌باشد که متغیرهای بررسی شده مربوط به ویژگی بنگاه‌ها شامل سودآوری، نقدینگی، سپر مالیاتی غیر بدهی، اندازه، ساختار دارایی و فرصت‌های رشد، تعیین‌کننده‌های معنادار ساختار سرمایه بنگاه‌های غیر مالی در ایران می‌باشند.

واژگان کلیدی: توسعه بخش بانکی، توسعه بازار سهام، ساختار سرمایه، بنگاه‌های غیر مالی.

Keywords: Banking Sector Development, Stock Market Development, Capital Structure, Non-Financial Firms.
JEL Classification: G21, G32, O16.

[۱]. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس (نویسنده مسئول)
kyavari@modares.ac.ir
[۲]. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس
[۳]. استادیار گروه بانکداری اسلامی، دانشگاه علامه طباطبائی
[۴]. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس

۱- مقدمه

نظام مبتنی بر اقتصاد بازار در سطح کلان بر بازارهای چهارگانه یعنی بازار کالا، بازار کار، بازار پول و بازار سرمایه استوار است. دو بازار از بازارهای چهارگانه مذکور یعنی بازار پول و بازار سرمایه در ارتباط با بخش مالی می‌باشند (مهرآرا و طلاکش نایینی، ۱۳۸۸). بر این اساس امروزه سیستم مالی به عنوان محور بیشتر اقتصادها در سراسر جهان شناخته شده و تا حد زیادی توجه اقتصاددانان را به خود جلب کرده است (موشابیشا[1]، ۲۰۱۱). سیستم مالی در واقع "یک شبکه از بازارها و مؤسسات است که پس‌اندازکنندگان و قرض‌گیرندگان را کنار هم می‌آورد" (هوبارد[2]، ۱۹۹۷). این وظیفه که وظیفه اصلی یک سیستم مالی می‌باشد می‌تواند هم از طریق تأمین مالی مستقیم و هم از طریق تأمین مالی غیر مستقیم انجام شود. تأمین مالی مستقیم از طریق بازارهای مالی همانند بازارهای سهام، بازارهای اوراق قرضه و بازارهای مشتقات رخ می‌دهد اما تأمین مالی غیر مستقیم از طریق واسطه‌های مالی همانند بانک‌ها، صندوق‌های تعاونی و شرکت‌های بیمه انجام می‌شود (گورلی و شاو[3]، ۱۹۵۵).

از جمله قرض‌گیرندگان سیستم مالی، بنگاه‌ها یا شرکت‌های موجود در سطح یک کشور می‌باشند که بسته به میزان استفاده از روش‌های مختلف تأمین مالی فوق، ساختار سرمایه یا به عبارت دیگر، ترکیب بدهی و سهام خود را شکل می‌دهند. این فرآیند تصمیم‌گیری در خصوص نحوه تأمین مالی، اهمیت قابل توجهی در اداره و در نتیجه در توسعه آتی موفق یک شرکت دارد زیرا می‌تواند بازدهی و ریسک سهامدار را تحت تأثیر قرار دهد. این اهمیت باعث گردیده تا مطالعات زیادی در سراسر جهان بر روی ساختار سرمایه بنگاه‌ها و عوامل موثر بر آن انجام شود؛ اگر چه این مطالعات چندان به نقش بخش مالی توجه نکرده‌اند.

در واقع ساختار سرمایه بنگاه‌ها می‌تواند از طریق عوامل داخلی و خارجی مجزایی تحت تأثیر قرار گیرد که عوامل داخلی و اثراتشان می‌تواند توسط شرکت مدیریت شود اما عوامل بیرونی نمی‌تواند توسط شرکت کنترل شود در حالی که هر دو دسته، اثرات معناداری بر ساختار سرمایه شرکت‌ها دارند و دانش در خصوص سطح، مسیر و قدرت اثرگذاری‌شان به شرکت‌ها کمک می‌کند تا تصمیمات مؤثری را بر طبق ساختار سرمایه برای هدف ثبات مالی و رشد پایدار بگیرند (موخوا و زاینیکر[4]، ۲۰۱۴). بیشتر مطالعات انجام شده برای تشخیص عوامل تعیین‌کننده ساختار

---

[1]. Moshabesha (2011)
[2]. Hubbard (1997)
[3]. Gurley & Shaw (1955)
[4]. Mokhova & Zinecker (2014)

سرمایه نیز توجه‌شان بر عوامل داخلی شرکت متمرکز بوده است و مطالعات به نسبت کمتری به عوامل بیرونی از جمله شرایط اقتصاد کلان و محیط مالی اطراف بنگاه‌ها پرداخته‌اند؛ این امر خود زمینه را برای آزمون‌های تجربی بیشتر در رابطه با عوامل بیرونی فراهم می‌کند. بر این اساس مطالعه حاضر، ارزیابی نحوه اثرگذاری توسعه مالی بر ساختار سرمایه بنگاه‌های غیر مالی حاضر در سازمان بورس و اوراق بهادار کشور را از طریق بررسی داده‌های ۲۰۰ بنگاه غیر مالی بورسی طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۷۸، هدف قرار داده است؛ موضوعی که بر اساس بررسی‌های نویسندگان مطالعه، در پژوهش‌های داخلی مورد توجه قرار نگرفته است. در این راستا، با توجه به اینکه سیستم مالی شامل بازارهای مالی و واسطه‌های مالی می‌باشد لذا در این مطالعه نیز توسعه مالی به تفکیک توسعه بازار سهام (به عنوان نماینده بازارهای مالی) و توسعه بخش بانکی (به عنوان نماینده واسطه‌های مالی) کشور و از حیث اندازه و فعالیت مورد توجه قرار گرفته است؛ چنین تقسیم‌بندی برای شاخص‌های توسعه مالی (اندازه و فعالیت) در مطالعات گذشته از جمله مطالعات: لوین[1] (۲۰۰۲)، دمیرجیوک-کنت و لوین[2] (۱۹۹۹)، لاکستوتین و همکاران[3] (۲۰۰۶)، یارتی[4] (۲۰۰۶)، رویز-پوراس[5] (۲۰۰۹)، و... بکار برده شده است.

۲- پیشینه تحقیق

بررسی‌های انجام شده توسط نویسندگان مطالعه حاضر نشان داده است که اگر چه مطالعات خارجی زیاد و مطالعات داخلی تقریبا زیادی وجود دارد که به موضوع ساختار سرمایه و تعیین‌کننده‌های آن می‌پردازد اما مطالعات نسبتاً کمی (آن هم صرفاً در میان مطالعات خارجی) وجود دارد که نحوه اثرگذاری توسعه مالی بر تصمیمات تأمین مالی شرکت‌ها را مورد آزمون قرار می‌دهد که در ادامه به برخی از این مطالعات پرداخته می‌شود:

دمیرجیوک- کنت و ماکسیمویک[6] (۱۹۹۵) در مطالعه خود اثر توسعه بازار مالی بر نحوه تأمین مالی بنگاه‌ها را بررسی می‌کنند. برای این منظور آن‌ها داده‌های سطح بنگاه را برای یک نمونه شامل سی کشور طی دوره ۱۹۹۱-۱۹۸۰ مورد استفاده قرار می‌دهند. آن‌ها با در نظر گرفتن تمامی کشورهای نمونه، در می‌یابند که رابطه منفی معناداری بین توسعه بازار سهام (اندازه‌گیری شده از

1. Levine (2002)
2. Demirguc-Kunt & Levine (1999)
3. Lakstutiene (2006)
4. Yartey (2006)
5. Ruiz-Porras (2009)
6. Demirguc- Kunt & Maksimovic (1995)

طریق ارزش بازار سهام به تولید ناخالص داخلی) و نسبت‌های بدهی کوتاه‌مدت و بدهی بلندمدت به سهام وجود دارد. همچنین رابطه معنادار مثبتی بین اندازه بخش بانکی و اهرم بدست آمده است. در این مطالعه رابطه‌ای بین سطح فعالیت بازار سهام (اندازه‌گیری شده با نسبت گردش مالی یا نسبت ارزش کل سهام‌های معامله شده به تولید ناخالص داخلی) و اهرم بنگاه مشاهده نشده است. همچنین مطالعه نشان می‌دهد وقتی متغیرهای شناسایی شده (در ادبیات تأمین مالی شرکت) به عنوان تعیین‌کننده‌های ساختار مالی بنگاه به مدل اضافه می‌شوند، رابطه بین اهرم و توسعه بازار سهام از نظر آماری بی‌معنی می‌شود. اگر چه زمانی که نویسندگان، نمونه را به دو گروه تقسیم می‌کنند نتایج جالبی بدست می‌آید: در بازارهای سهام توسعه یافته، توسعه بیشتر مخصوصا در تأمین مالی بلندمدت منجر به آن می‌شود که سهام جایگزین بدهی شود. در بازارهای در حال توسعه، بنگاه‌های بزرگ همین‌طور که بازار سهام توسعه می‌یابد اهرمی‌تر می‌شوند درحالی‌که کوچک‌ترین بنگاه‌ها به طور معناداری تحت تأثیر توسعه بازار سهام قرار نمی‌گیرند.

آگروال و موهتادی[1] (۲۰۰۴) در مطالعه خود اثرات توسعه بازار مالی بر نحوه تأمین مالی بنگاه‌ها را توضیح می‌دهند. آن‌ها داده‌های سطح بنگاه‌ها را برای نمونه‌ای شامل ۲۱ بازار نوظهور طی دوره ۱۹۹۷-۱۹۸۰ مورد استفاده قرار می‌دهند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که توسعه بازار سهام (که با ارزش بازار سهام اندازه‌گیری شده)، به طور منفی و معناداری با سطوح بدهی بنگاه‌ها مرتبط است درحالی‌که متغیرهای بخش بانکی (مخصوصا سپرده‌های بانکی) تأثیر مثبت و معناداری بر نسبت بدهی به سهام دارند.

دوکو و همکاران[2] (۲۰۱۱) در مطالعه خود رابطه بین توسعه بازار مالی و نحوه تأمین مالی (بدهی- سهام) بنگاه‌های ثبت شده در غنا را توضیح می‌دهند و برای این منظور رویکرد پانل دیتا را برای ۲۱ بنگاه ثبت شده در بازار سهام غنا طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۹۵ بکار می‌گیرند. نتایج نشان می‌دهد که توسعه بازار سهام همانند توسعه بخش بانکی نسبت بدهی به سهام بنگاه‌ها را افزایش می‌دهد؛ لذا در مطالعه مطرح می‌شود که اگر چه وجود اثر جانشینی بین سهام و بدهی عمدتا به نفع تأمین مالی از طریق سهام (به عنوان چشم انداز مالی) بیشتر بسط یافته است اما در رابطه با بنگاه‌های ثبت شده در بازار سهام غنا، یک رابطه مکملی بین توسعه بخش بانکی و توسعه بازار سهام وجود دارد. مطالعه این یافته را تأکیدی بر نقش مهمی می‌داند که بازارهای سهام در کشورهای در حال توسعه در ساختار سرمایه بنگاه‌ها بازی می‌کنند. همچنین نتایج مطالعه حاکی از

---

1. Agarwal & Mohtadi (2004)
2. Doku (2011)

آن می‌باشد که نسبت بدهی به سهام دوره قبل و نیز اندازه، ساختار دارایی و سودآوری بنگاه‌ها به عنوان متغیرهای مربوط به ویژگی بنگاه، اثر معناداری بر ساختار سرمایه بنگاه‌ها در غنا دارند.

کایرچ و همکاران[۱] (۲۰۱۲) تعیین‌کننده‌های ساختار سرمایه را برای یک نمونه شامل ۱۳۰۷۰ شرکت متوسط کوچک و ۶۷۴۴۹ مشاهده سال- بنگاه از کشورهای اروپای شرقی طی دوره ۲۰۰۴-۱۹۹۴ بررسی می‌کنند. آن‌ها در مطالعه خود علاوه بر متغیرهای سنتی ویژگی بنگاه، اندازه ساختار مالکیت و اندازه‌های مربوط به ویژگی کشور شامل ساختار حکمرانی و توسعه مالی (شاخص‌های توسعه بخش بانکی و بازار سهام) را نیز در نظر می‌گیرند. یافته‌هایشان حمایت جزیی از تئوری‌های توازن ایستا[۲] و سلسله مراتبی[۳] را نشان می‌دهد. مطالعه نشان می‌دهد اندازه بنگاه برخلاف مطالعات تجربی دیگر، تأثیری بر ساختار سرمایه یا درجه اهرم بنگاه ندارد؛ متغیرهای فرصت‌های رشد بنگاه، سودآوری بنگاه و درجه مشهود بودن دارایی‌ها[۴] تأثیر معنادار بر ساختار سرمایه بنگاه‌ها دارند؛ تمرکز مالکیت بنگاه[۵] و ساختار حکمرانی کشور[۶]، متغیرهای معناداری برای درجه اهرم بنگاه‌ها نمی‌باشند و نهایتاً توسعه مالی کشور اثر مثبتی بر درجه اهرم دارد. نویسندگان با توجه به نتایج استدلال می‌کنند که محیط مالی یک کشور بر تصمیمات تأمین مالی بنگاه‌ها در آن کشور اثرگذار است، در حالی که نهادهای سیاسی و قانونی (با توجه به بی‌معنی بودن متغیر ساختار حکمرانی کشور) به نظر نمی‌رسد بر تصمیمات تأمین مالی اثرگذار باشند و لذا پیشنهاد می‌کنند که سیاست‌گذاران، تقویت و توسعه سیستم مالی را در اولویت قرار دهند. در آخر نیز مطالعه با توجه به اینکه قدرت توضیح‌دهندگی نهایی متغیرهای ویژگی کشور کوچک هستند، نتیجه‌گیری می‌کند که ویژگی‌های خاص بنگاه‌ها، مهم‌ترین محرک‌های ساختار سرمایه به حساب می‌آیند.

---

[1]. Kirch (2012)

[۲]. Trade off Theory: بر طبق این تئوری بنگاه‌ها یک ترکیب بهینه بدهی- سهام را از طریق برقراری توازن بین منافع استفاده بیشتر از بدهی و هزینه‌های بدهی بیشتر در نظر می‌گیرند (دوکو و همکاران، ۲۰۱۱).

[۳]. Picking Order Theory: در صورتی که یک شرکت، تأمین مالی داخلی (سود توزیع نشده و استهلاک) را بر تأمین مالی خارجی (بدهی و سهام) و تأمین مالی از طریق بدهی را بر انتشار سهام ترجیح دهد گفته می‌شود که آن شرکت از تئوری سلسله مراتبی برای تعیین ساختار بهینه سرمایه استفاده می‌کند (ستایش و غیوری‌مقدم، ۱۳۸۸).

[۴]. منظور از درجه مشهود بودن دارایی‌ها، سهم دارایی‌های مشهود از کل دارایی‌های یک شرکت می‌باشد.

[۵]. مجموع سهام سهامدار عمده یک شرکت یا بیشترین میزان مالکیت شرکت به عنوان تمرکز مالکیت شرکت در نظر گرفته می‌شود. در مطالعه مورد نظر، درجه تمرکز بنگاه‌ها از طریق چند متغیر دامی و تقسیم‌بندی درجه تمرکز بنگاه‌ها در چند سطح وارد مدل شده است.

[۶]. در مطالعه مورد نظر، شاخص‌های حق اظهارنظر و پاسخگویی (voice and accountability)، ثبات سیاسی (political stability)، اثر بخشی دولت (government effectiveness)، کیفیت قوانین و مقررات (regulatory quality)، حاکمیت قانون (rule of law) و کنترل فساد (control of corruption) برای توصیف ساختار حکمرانی هر کشور به کار گرفته شده‌اند.

اتودایی- موهتار و احمد[1] (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای اثر توسعه بخش بانکی بر تصمیمات ساختار سرمایه ۲۴۴ بنگاه عمومی ثبت شده در بازار سهام ژوهانسبورگ[2] را طی دوره ۲۰۱۲-۲۰۰۳، با بکارگیری داده‌های تابلویی پویا آزمون می‌کنند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد همان‌طور که بخش بانکی توسعه می‌یابد، بنگاه‌های ثبت شده در آفریقای جنوبی، بدهی کمتری را در ساختار سرمایه‌شان بکار می‌گیرند. این مطالعه این نحوه اثرگذاری را ناشی از این می‌داند که همین‌طور که بخش بانکی در بازارهای نوظهور توسعه می‌یابد فرآیند مدیریت ریسک نیز بهبود پیدا می‌کند. بهبود مدیریت ریسک باعث می‌شود بانک‌ها بتوانند ریسک را بهتر قیمت‌گذاری کرده و متناسب با ریسک موجود، برای وام‌های پرداختی به بنگاه‌ها بهره درخواست نمایند؛ این امر افزایش هزینه دریافت اعتبار بانکی یا به عبارت دیگر افزایش هزینه استقراض را برای بنگاه‌ها به دنبال خواهد داشت و لذا اثر منفی بر نسبت بدهی بنگاه‌ها بر جای خواهد گذاشت. نویسندگان با توجه به نتایج مطالعه معتقدند سیاست‌گذاران مالی و نهادهای نظارتی باید سیاست‌هایی را همزمان با توسعه بخش بانکی اجرا کنند که فرآیند مدیریت ریسک کارا به‌گونه‌ای منجر به کاهش هزینه دریافت اعتبار بانکی برای بنگاه‌ها شود.

مسعود[3] (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای تعیین‌کننده‌های ساختار سرمایه بنگاه‌های ثبت شده در بازار سهام لیبی را مورد ارزیابی قرار می‌دهد. بررسی با استفاده از دو مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) داده‌های پانل و رویکرد رگرسیون مقطعی حداقل مربعات معمولی (OLS) برای هشت بنگاه طی دوره ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۳ انجام شده است. مطالعه علاوه بر متغیرهای ویژگی بنگاه، متغیرهای دیگری همچون شاخص‌های توسعه بازار سهام و بخش بانکی و نیز متغیرهای اقتصاد کلان را مورد آزمون قرار می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای ویژگی بنگاه شامل نقدینگی، اندازه بنگاه، درجه مشهود بودن دارایی، فرصت‌های رشد، نسبت قیمت به سود و نرخ‌های بهره اثر معناداری بر نسبت اهرم بنگاه‌ها دارند. بر اساس نتایج، نرخ رشد اقتصادی و نرخ تورم نقشی در تعیین نسبت بدهی به سهام بنگاه‌های لیبی ندارند. شاخص‌های بازار سهام تأثیر منفی و معناداری بر نسبت‌های اهرم دارند؛ این نتیجه حاکی از آن است همان‌طور که بازار سهام توسعه یافته‌تر می‌شود و نقدینگی آن بهبود می‌یابد، اهمیتش نیز به عنوان ابزاری برای تأمین مالی بنگاه‌ها بیشتر می‌شود. در واقع توسعه بازار سهام این امکان را برای بنگاه‌ها فراهم می‌سازد که سهام بیشتری منتشر کنند و تکیه خود به

---

1. Etudaiye- Muhtar & Ahmad (2014)
2. Johannesburg
3. Masoud (2014)

بدهی را کاهش دهند. مطالعه، بین متغیرهای بخش بانکی (مخصوصا سپرده‌های بانکی) و نسبت بدهی به سهام نیز رابطه مثبت و معناداری را نشان می‌دهد. با توجه به نتایج حاصله، نویسندگان در نهایت نتیجه‌گیری می‌کنند که تصمیمات ساختار سرمایه بنگاه‌ها تنها از طریق ویژگی‌های خاص بنگاه‌ها تعیین نمی‌شود بلکه توسط محیط بیرونی که بنگاه‌ها در آن فعالیت می‌کنند نیز تحت تأثیر قرار می‌گیرد[۱].

۳- مبانی نظری

۳-۱- تئوری‌های ساختار سرمایه

ایده سنتی تأمین مالی شرکت بیان می‌کند که به طور کلی بدهی ارزان‌تر از سهام است؛ این موضوع دلالت بر این دارد که هزینه متوسط سرمایه بنگاه همان‌طور که بدهی را نسبت به سهام افزایش می‌دهد، کمتر می‌شود. بنابراین، همان‌طور که هزینه متوسط سرمایه بنگاه با افزایش نسبت بدهی به سهامش کاهش می‌یابد، مطابق با آن ارزش بازاری شرکت افزایش می‌یابد و لذا اهرم بهینه در سطحی تعیین می‌شود که هزینه متوسط وزنی سرمایه بنگاه حداقل و ارزش بنگاه حداکثر شده است (اندانی و الحسن[۲]، ۲۰۱۲).

مودیگلیانی و میلر[۳] (۱۹۵۸) با ارائه مقاله مشهور خود به نظریه سنتی تاختند و اساس تئوری مدرن ساختار سرمایه را پایه‌گذاری کردند (پورعلی و علوی، ۱۳۹۲). آن‌ها با فرض بازارهای سرمایه کامل (عدم وجود مالیات، هزینه‌های ورشکستگی، هزینه‌های نمایندگی، اطلاعات نامتقارن و ...)، تئوری شناخته شده "بی‌اهمیتی ساختار سرمایه"[۴] را مطرح می‌کنند که بدین معناست که ساختار سرمایه‌ای که یک بنگاه انتخاب می‌کند ارزش بنگاه را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد. بعد از آن محققان زیادی از جمله خود مودیگلیانی و میلر، فرضیه‌های با محدودیت کمتری را در خصوص رابطه بین ساختار سرمایه و ارزش بنگاه مورد آزمون قرار دادند. برای مثال، مودیگلیانی و میلر (۱۹۶۳) مالیات را مد نظر قرار دادند و مطرح کردند که بنگاه‌ها باید برای بدست آوردن ساختار سرمایه بهینه تا حد ممکن از بدهی استفاده نمایند (اریوتیس و همکاران[۵]، ۲۰۰۷).

---

[۱]. لازم به توضیح است که ویژگی‌های بنگاه‌ها مثل اندازه، نقدینگی، ساختار سرمایه و ... مربوط به محیط داخلی بنگاه می‌باشند اما عوامل اقتصاد کلان مثل تورم، ساخص‌های توسعه مالی و ... مربوط به محیط بیرونی بنگاه می‌باشند.

[2]. Andani & Al- Hassan (2012)

[3]. Modigliani & Miller (1958)

[4]. Capital Structure Irrelevance

[5]. Ariotis (2007)

حرکت به سمت آزمون‌های عمیق‌تر مفهوم ساختار سرمایه، باعث ظهور چندین تئوری دیگر شده است که از جمله آن‌ها می‌توان به تئوری توازن ایستا اشاره کرد. این تئوری وجود یک ساختار سرمایه بهینه بر اساس ایجاد توازن بین منافع و هزینه‌های تأمین مالی از طریق بدهی را مطرح می‌کند. منفعت اصلی تأمین مالی از طریق بدهی در حقیقت این است که بهره‌های پرداخت شده در محاسبه درآمد مشمول مالیات، کسر می‌شوند که این امر برای بنگاه‌ها یک "سپر مالیاتی"[1] ایجاد می‌کند. این سپر مالیاتی به بنگاه‌ها اجازه می‌دهد وقتی که به جای تنها استفاده از سرمایه خودشان از بدهی نیز استفاده می‌کنند، مالیات کمتری را نسبت به آنچه که باید، پرداخت کنند. اما هزینه‌های بدهی عمدتا می‌تواند از دو جنبه مختلف دیده شود (اریوتیس و همکاران، ۲۰۰۷):

- اولاً، این احتمال وجود دارد که بنگاه نتواند از عهده تعهدات مربوط به بدهیش (پرداخت بهره) بربیاید؛ بنابراین احتمال ورشکستگی وجود دارد (اریوتیس و همکاران، ۲۰۰۷).
- ثانیاً، هزینه‌های نمایندگی نظارت وام‌دهندگان و کنترل فعالیت‌های بنگاه وجود دارد. وجود هزینه‌های اضافی در رابطه با مفهوم ساختار سرمایه بنگاه ناشی از این حقیقت است که مدیران اطلاعات بیشتری نسبت به سرمایه‌گذاران درباره چشم‌اندازهای آتی بنگاه دارند (اریوتیس و همکاران، ۲۰۰۷).

بر طبق تئوری توازن، ساختار سرمایه بهینه وقتی بدست می‌آید که ارزش فعلی نهایی سپر مالیاتی بدهی اضافی برابر با ارزش فعلی نهایی هزینه‌های بدهی اضافی شود (بائور[2]، ۲۰۰۴).

به جز جنبه‌های مالیاتی برخی رویکردهای دیگر نیز وجود دارد که تلاش می‌کنند تصمیم ساختار سرمایه[3] را توضیح دهند. این رویکردها، تصمیم‌گیری در خصوص سطح بدهی را از منظر اطلاعات نامتقارن و هزینه‌های نمایندگی آزمون می‌کنند که در بالا بدان اشاره شد. جنسن و مکلینگ[4] (۱۹۷۶) وجود مسئله نمایندگی را که به دلیل تضادهای بین مدیران و سهامداران (هزینه‌های نمایندگی سهام) یا بین سهامداران و دارندگان اوراق بدهی[5] (هزینه‌های نمایندگی بدهی) به وجود می‌آید، شناسایی کردند (اریوتیس و همکاران، ۲۰۰۷):

مدیران بنگاه‌ها عمدتاً به عنوان نمایندگان (عاملان) مالکان عمل می‌کنند. مالکان، مدیران را استخدام می‌کنند و به آن‌ها مسئولیت می‌دهند که بنگاه را در جهت منفعت مالکان، مدیریت کنند.

---

1. Tax Shield
2. Bauer (2004)
3. منظور انتخاب بین میزان تأمین مالی از طریق بدهی و میزان تأمین مالی از طریق سهام می‌باشد.
4. Jensen & Meckling (1976)
5. Debtholders

با این حال، مدیران عمدتا علاقه‌مند به دنبال کردن اهداف خودشان هستند که ممکن است متفاوت از حداکثرسازی ارزش بنگاه که در واقع حداکثرسازی منفت مالکان است، باشد. آن‌ها منافع خودشان از جمله: حقوق‌های بالاتر، مزایا، امنیت شغلی و حتی در مواردی بهره‌برداری مستقیم از جریآن‌های نقد بنگاه را دنبال می‌کنند. واضح است که منافع مدیران نه تنها متفاوت بلکه در مواردی حتی بر خلاف منافع مالکان است. بنابراین تضاد منافع بین مدیران و سهامداران اجتناب‌ناپذیر است. لذا مالکان صرفا می‌توانند تلاش کنند تا از طریق نظارت و کنترل مانند نظارت از طریق هیئت مدیره مستقل، مانع این انتقال‌های ارزش شوند؛ این فعالیت‌های نظارت و کنترل هزینه‌هایی را دربر دارد که هزینه‌های نمایندگی نامیده می‌شود. کنترل کامل خیلی هزینه‌بر است و بنابراین سهامداران بر راه‌حل‌هایی تکیه می‌کنند که مقدار زیادی از ارزش بنگاه صرف آن نشود و در عین حال بتواند عملیات مدیر را کنترل و نظارت کند. یک ابزار قابل اعتماد در این خصوص می‌تواند استفاده از بدهی باشد که نه تنها ارزش بنگاه را کم نمی‌کند بلکه حتی به ارزش بنگاه اضافه نیز می‌کند. اهرم بدهی، مدیران را مجبور می‌کند که منابع را ایجاد و خرج کنند زیرا پرداخت بهره بدهی‌ها اجباری است. در واقع پرداخت‌های بهره، مقدار جریآن‌های نقد باقیمانده (که جریآن‌های نقد آزاد[1] نامیده می‌شوند) در اختیار مدیر را کاهش می‌دهد. بنابراین بدهی می‌تواند به عنوان ابزاری کوچک برای کاهش هزینه‌های نمایندگی تلقی شود. در این مورد، ساختار سرمایه بهینه از طریق توازن بین هزینه‌های بدهی در مقابل منافع بدهی حاصل می‌شود؛ بنگاه آن مقداری از بدهی را انتخاب خواهد کرد که هزینه‌های نمایندگی‌اش را حداقل سازد (اریوتیس و همکاران، ۲۰۰۷).

برای بررسی هزینه‌های نمایندگی بدهی از نظر دارندگان اوراق بدهی (طلبکاران) باید رابطه وام‌دهنده- قرض‌گیرنده تحلیل شود. وقتی که یک وام‌دهنده وجوهی را در اختیار یک بنگاه قرار می‌دهد، نرخ بهره بر اساس ارزیابی وام‌دهنده از ریسک بنگاه تعیین می‌شود. این توافق انگیزه‌هایی را برای بنگاه ایجاد می‌کند تا ریسکش را بدون افزایش هزینه‌های استقراض جاری، افزایش دهد. هزینه‌های نمایندگی بدهی تنها وقتی به وجود می‌آید که ریسک نکول وجود داشته باشد. اگر به‌طورکلی بدهی عاری از ریسک نکول باشد، دارندگان اوراق بدهی نگران درآمد، ارزش یا ریسک بنگاه نیستند. بعد از اخذ وام با یک نرخ معین (از یک بانک یا از طریق فروش اوراق)، این نرخ قفل می‌شود و بنگاه با اطمینان از اینکه دیگر نرخ نمی‌تواند افزایش یابد می‌تواند ریسکش را

[1]. Free Cash Flows

افزایش دهد. در واقع در این حالت مدیران ممکن است تلاش کنند فعالیت‌هایی را انجام دهند که ارزش را از وام‌دهندگان بنگاه (طلبکاران بنگاه) به سهامداران بنگاه منتقل کند. برای مثال مدیران ممکن است در پروژه‌های ریسکی‌تر سرمایه‌گذاری کنند. برای جلوگیری از این وضعیت، طلبکاران (دارندگان اوراق بدهی) تکنیک‌های نظارت و کنترل معینی را به قرض‌گیرندگان تحمیل می‌کنند. دارندگان اوراق بدهی عمدتا از طریق گذاشتن شروطی که مانع از آن می‌شود که مدیران به میزان قابل‌توجهی کسب‌وکار یا ریسک مالی را تغییر دهند، از خودشان محافظت می‌کنند. این شروط عمدتا مربوط به سرمایه در گردش خالص، تملک‌های دارایی، حقوق‌های اجرایی و پرداخت‌های سود سهام می‌شود. این شروط حفاظتی[1] به وام‌دهنده (طلبکار) اجازه می‌دهد که ریسک بنگاه را کنترل و نظارت کند. اگر بنگاهی شروط حفاظتی را نپذیرد، وام‌دهندگان ممکن است بازدهی‌های بیشتری را در شکل نرخ‌های بهره بالاتر، درخواست کنند. به هر حال اگر همه این فعالیت‌ها برخی هزینه‌های مستقیم و غیر مستقیم را در رابطه با شرکت ایجاد کند، این هزینه‌ها، هزینه‌های نمایندگی از نقطه نظر دارندگان اوراق بدهی محسوب می‌شود. بنگاه و مالکانش در ازای تحمیل هزینه‌های نمایندگی (از طریق موافقت با محدودیت‌های اعمال شده توسط وام‌دهندگان)، از بدست آوردن وجوه (منابع مالی) با هزینه پایین‌تر منفعت کسب می‌کنند. ساختار سرمایه بهینه بنگاه در یک سطح خاصی که در آن منافع بدهی که می‌تواند بوسیله سهامداران دریافت شود با هزینه‌های بدهی تحمیل شده توسط دارندگان اوراق بدهی متوازن شود، شکل می‌گیرد (اریوتیس و همکاران، ۲۰۰۷).

مفهوم اطلاعات نامتقارن در تعیین ساختار سرمایه بهینه نیز اولین بار توسط مایرز[2] (۱۹۸۴) و مایرز و ماژلوف[3] (۱۹۸۴) بیان شد. مایرز و ماژلوف (۱۹۸۴) فرض کردند که مدیران با هدف به حداکثر رساندن ثروت سهامداران کنونی تصمیم‌گیری می‌کنند. از این رو آن‌ها از انتشار سهام‌های کم ارزشگذاری شده خودداری می‌کنند[4] مگر اینکه ارزشی که از سهامداران قدیمی به سهامداران جدید منتقل می‌شود از طریق ارزش فعلی خالص فرصت رشد[5] جبران شود. این منجر به آن

---

[1]. Protective Covenants
[2]. Myers (1984)
[3]. Myers & Majluf (1984)
[4]. چرا که انتشار سهام‌های کم ارزشگذاری شده در واقع انتقال ارزش از سهامداران قدیمی به سرمایه‌گذاران جدید است؛ این موضوع در رابطه با انتشار سهام‌های بیش از حد ارزش‌گذاری شده، عکس می‌باشد. در واقع سهامداران فعلی شرکت تمایل به خرید سهام‌های کم ارزشگذاری شده و تمایل به فروش سهام‌های بیش از حد ارزشگذاری شده شرکت دارند.
[5]. وجوه تأمین شده از طریق انتشار سهام، فرصتی را برای بنگاه به وجود می‌آورد که در پروژه‌های جدید سرمایه‌گذاری کند.

می‌شود که سهم‌های جدید تنها با قیمتی پایین‌تر از ارزش بازار واقعی بنگاه منتشر شود. بنابراین اعلام انتشار سهام جدید مستقیما به عنوان یک علامت منفی تفسیر می‌شود بدین معنا که سرمایه‌گذاران فعلی، سهم‌های بیش از حد ارزش‌گذاری شده در اختیار دارند؛ این علامت منفی منجر به کاهش قیمت سهام می‌شود. این دلیلی است برای اینکه چرا برخی بنگاه‌ها تمایل دارند که الگوی تأمین مالی سلسله مراتبی را دنبال کنند. تئوری سلسله مراتبی اشاره می‌کند که بنگاه‌ها ابتدا وجوه ایجاد شده داخلی را استفاده می‌کنند (یعنی سودهای تقسیم نشده) و اگر وجوه بیشتری نیاز داشته باشند بدهی ایجاد می‌کنند و نهایتا برای پوشش بقیه وجوه مورد نیاز، از انتشار سهام جدید استفاده می‌کنند (اریوتیس و همکاران، ۲۰۰۷). در حقیقت تئوری سلسله مراتبی اشاره می‌کند که هیچ ساختار سرمایه بهینه‌ای وجود ندارد (بائور، ۲۰۰۴). بر اساس این تئوری، انتظار می‌رود شرکت‌های سودآور که درآمدهای بالایی ایجاد می‌کنند بدهی کمتری را نسبت به بنگاه‌هایی که چندان سودآور نیستند به کار گیرند (اریوتیس و همکاران، ۲۰۰۷).

با توجه به توضیحات فوق می‌توان گفت که مفهوم اطلاعات نامتقارن دلالت بر این دارد که بنگاه‌ها باید بخشی از ذخیره استقراضی خود را نگهداری کنند تا بتوانند در صورت لزوم از طریق بدهی، از مزیت فرصت‌های خوب سرمایه‌گذاری استفاده کنند. مفهوم اطلاعات نامتقارن همچنین برای ترکیب فرصت‌های رشد یک بنگاه با ساختار سرمایه‌اش بکار می‌رود. رشد باعث تغییراتی در ارزش بنگاه می‌شود؛ تغییرات بزرگتر در ارزش بنگاه اغلب به عنوان ریسک بیشتر تفسیر می‌شود. این موضوع دلیل این است که یک بنگاهی که فرصت‌های رشد قابل ملاحظه‌ای دارد به عنوان یک بنگاه ریسکی در نظر گرفته می‌شود و لذا برای افزایش بدهی با مشکلاتی مواجه می‌گردد؛ در این حالت بنگاه، بدهی کمتری را در ساختار سرمایه‌اش به کار خواهد گرفت. از طرف دیگر جریان‌های وجوه بنگاهی که در آینده احتمالا با تغییر ارزش چندانی مواجه نیست (فرصت‌های رشد قابل ملاحظه‌ای ندارد)، قابل پیش‌بینی است لذا یک چنین بنگاهی به عنوان بنگاه با ریسک پایین شناخته می‌شود و بنابراین نیازهای سرمایه‌ای آن آسان‌تر از بنگاه‌های با پتانسیل رشد می‌تواند از طریق بدهی تأمین مالی شود. مایرز (۱۹۷۷) استدلال می‌کند که بنگاه‌های با پتانسیل رشد تمایل دارند که اهرم کمتری داشته باشند (اریوتیس و همکاران، ۲۰۰۷).

با توجه به وجود تئوری‌های مختلف ساختار سرمایه که در بالا به آن‌ها اشاره شد می‌توان گفت هیچ تئوری جهان شمولی برای انتخاب ترکیب بدهی- سهام بنگاه و نیز دلیلی برای این‌که از بین تئوری‌های مختلف، یکی از آن‌ها مورد انتظار باشد، وجود ندارد (بائور، ۲۰۰۴). در رابطه با عوامل

اثرگذار بر ساختار سرمایه نیز، از نقطه نظر اقتصاد خرد، تئوری‌های ساختار سرمایه و نیز مطالعات تجربی انجام شده بیان می‌کنند که سپر مالیاتی، ساختار دارایی، سودآوری، اندازه بنگاه، فرصت‌های رشد، ریسک، نقدینگی و یکتایی محصول، ویژگی‌های کلیدی خاص بنگاه هستند که ساختار سرمایه را تعیین می‌کنند. در کنار ویژگی‌های خاص بنگاه، برخی محققان برخی عوامل اقتصاد کلان همانند نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم، توسعه بازار سرمایه، سیاست‌های دولت و ... را مورد بحث قرار داده‌اند که به طور معناداری تصمیم ساختار سرمایه بنگاه‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهند (موتاما و همکاران[1]، ۲۰۱۳). در این مطالعه از بین متغیرهای ویژگی بنگاه، معمول‌ترین متغیرها که در بیشتر مطالعات ساختار سرمایه مورد توجه قرار گرفته‌اند و نیز از بین عوامل بیرونی یا کلان، شاخص‌های توسعه مالی انتخاب شده‌اند تا نحوه اثرگذاری‌شان بر ساختار سرمایه بنگاه‌ها، مورد آزمون قرار گیرد.

۳-۲- توسعه مالی و ساختار سرمایه بنگاه

از جمله عوامل کلانی که می‌تواند ساختار سرمایه بنگاه‌ها را تحت تأثیر قرار دهد توسعه مالی می‌باشد. در واقع با توجه به مطالعه دوکو و همکاران (۲۰۱۱) می‌توان گفت بخش مالی (شامل بازار سهام و بخش بانکی) امکاناتی را برای بنگاه‌ها ایجاد می‌کند که بتوانند سرمایه خود را از طریق افزایش بدهی یا سهام و یا هر دو افزایش دهند.

بازارهای سهامی که به خوبی توسعه یافته باشند نقدینگی، متنوع‌سازی، تحصیل اطلاعات و تجهیز منابع برای تأمین مالی شرکت، سرمایه‌گذاری و رشد را فراهم می‌کنند. یک بازار سهام فعال[2] و نقد[3] برای بنگاه‌ها این امکان را فراهم می‌سازد که به صورت آسان و نسبتا ارزان‌تری، عملیاتشان را از طریق سرمایه سهامداران تأمین مالی کنند (دوکو و همکاران، ۲۰۱۱). لذا بدیهی‌ترین اثری که برای توسعه بازار سهام می‌توان پیش‌بینی کرد افزایش تأمین مالی بنگاه‌ها از طریق سهام و لذا کاهش نسبت بدهی به سهام بنگاه‌ها می‌باشد، اما در حقیقت همان‌طور که دمیرجیوک- کنت و ماکسیمویک (۱۹۹۵) در مطالعه خود آورده‌اند توسعه بازار سهام می‌تواند سه اثر مستقیم روی نسبت بدهی به سهام بنگاه داشته باشد: ۱- سهام بیرونی[4] می تواند جایگزین بدهی بنگاه شود؛ این

---

1. Muthama (2013)
2. Active
3. Liquid
4. معادل عبارت outside equity است و منظور از آن انتشار سهام جدید می‌باشد.

اثر، نسبت بدهی به سهام بنگاه را کاهش خواهد داد. ۲- سهام بیرونی جایگزین سهام داخلی بنگاه خواهد شد که این اثر، تغییری در نسبت بدهی به سهام بنگاه ایجاد نخواهد کرد و ۳- ممکن است توانایی شرکت در متنوع‌سازی ریسک‌ها[1] افزایش یابد؛ اثر چنین افزایشی روی نسبت بدهی به سهام مبهم است و به ساختار مالی بهینه بنگاه بستگی دارد (دمیرجیوک- کنت و ماکسیمویک ۱۹۹۵). برای توضیح بیشتر می‌توان شرکتی را در نظر گرفت که پروژه مطلوبی را در اختیار دارد که برای تأمین مالی آن نیاز به سرمایه زیادی می‌باشد. در این حالت سرمایه‌گذار یا مالک، بازدهی بالایی را برای جبران ریسک داشتن یک چنین پرتفوی متمرکزی درخواست می‌کند. این درخواست بازدهی بالا دلالت بر این دارد که برخی پروژه‌های نسبتا سودآور به بهره‌برداری نمی‌رسند زیرا سرمایه‌گذار یا مالک نمی‌تواند به طور مؤثری ریسک را متنوع کند. اما یک بازار سهام کارا ممکن است به مالک اجازه دهد تا ریسک پروژه را متنوع سازد به طوری که پروژه ادامه یابد. به عبارت دیگر، با وجود یک بازار سهام توسعه یافته‌تر، متنوع کردن ریسک برای مالکان یا سرمایه‌گذاران آسان‌تر می‌شود به‌طوری‌که جامعه عهده‌دار انجام پروژه‌های سودآورتر خواهد شد. اما همان‌طور که آورده شد مشخص نیست این ویژگی تقسیم ریسک بازارهای سهام چه نتیجه‌ای را برای ساختار سرمایه بنگاه‌ها رقم بزند چرا که وجود چنین مشخصه‌ای نمی‌تواند لزوما بدین معنی باشد که افزایش منابع مالی بنگاه‌ها صرفا از طریق انتشار سهام خواهد بود. در حقیقت اگر چه یک بازار سهام توسعه یافته به مالکان اجازه می‌دهد تا ریسک را متنوع کنند به گونه‌ای که آن‌ها محدودیت کمتری را از طریق ریسک قابل متنوع شدن احساس کنند و لذا پروژه‌های بیشتری را عهده‌دار شوند اما ممکن است در این حالت خود بازار سهام، منبع سرمایه جدید زیادی نباشد (بلکه صرفا وسیله‌ای برای متنوع‌سازی ریسک باشد) و بنگاه‌ها از بانک‌ها یا دیگر موسسات مالی برای تأمین مالی پروژه‌ها استفاده کنند. در یک چنین حالتی، توسعه بازار سهام در حقیقت منجر به افزایش نسبت بدهی به سهام بنگاه خواهد شد (دمیرجیوک کنت و لوین، ۱۹۹۳).

علاوه بر سه حالت فوق، توسعه بازار سهام ممکن است دارای یک اثر غیر مستقیم روی اهرم بنگاه نیز باشد. بازارهای سهام، اطلاعات کلی درباره بنگاه‌ها را در اختیار سرمایه‌گذاران قرار می‌دهند. این امر باعث می‌شود که برای سرمایه‌گذاران و واسطه‌های مالی، نظارت بر بنگاه‌ها کم هزینه‌تر

[1]. منظور کاهش ریسک (ریسک غیر سیستماتیک) از طریق نگهداری پرتفوهای متنوع شده (سرمایه‌گذاری در دارایی‌های متنوع) است.

شود. بنابراین ریسک سهام و بدهی خارجی کمتر می‌شود و بنابراین یک افزایش در تأمین مالی خارجی یا بیرونی مورد انتظار است اگر چه مشخص نیست سهام بیشتر افزایش می‌یابد یا بدهی (دمیرجیوک- کنت و ماکسیمویک، ۱۹۹۵).

ادبیات نظری در رابطه با واسطه‌های مالی نیز بر نقشی که توسعه بخش بانکی در کاهش اصطکاک‌های ناشی از اطلاعات نامتقارن و هزینه‌های معامله بازی می‌کند متمرکز می‌باشد. این دو عامل برای توضیح اینکه چطور توسعه بخش بانکی، اهرم شرکت را تحت تأثیر قرار می‌دهد مناسب هستند. بر اساس کار کلین[1] (۱۹۷۱)، در بازارهای اعتباری کامل، هزینه‌ها وقتی که رقابت افزایش می‌یابد، کاهش می‌یابند. اسموکلر و ویسپرونی[2] (۲۰۰۶) اثبات می‌کنند که توسعه بخش بانکی منجر به ارائه یک گزینه مالی جایگزین برای بنگاه‌ها می‌شود. این به نوبه خود رقابت در صنعت را افزایش می‌دهد. رقابت بیشتر منجر به کاهش هزینه‌های معامله و بنابراین افزایش دسترسی به اعتبار بانکی می‌شود. در مطالعه دیگری، باکپین[3] (۲۰۱۰) استدلال می‌کند نقشی که بانک‌ها در کاهش هزینه‌های مربوط به کسب و پردازش اطلاعات سرمایه‌گذاران بالقوه بازی می‌کنند منجر به یک افزایش دسترسی به تأمین مالی از طریق بدهی می‌شود. این بنگاه‌ها را تشویق می‌کند تا تأمین مالی از طریق بانک‌ها با یک هزینه پایین‌تر را دنبال کنند (اتودایی- موهتار و احمد، ۲۰۱۴).

اگر چه کاهش اطلاعات نامتقارن در بازارهای اعتبار، دسترسی به اعتبار را مخصوصا در بازارهای مالی در حال توسعه، بهبود و افزایش می‌دهد اما پترسن و راجان[4] (۱۹۹۵) نشان می‌دهند که اطلاعات نامتقارن بین قرض‌گیرندگان و وام‌دهندگان، وام‌دهی را حتی اگر رقابت در بازار اعتبار افزایش یابد، کاهش می‌دهد. این بدین دلیل است که افزایش رقابت در بازارهای با اطلاعات نامتقارن، منافع بانک ناشی از داشتن یک رابطه اعتباری محکم با قرض‌گیرنده را کاهش می‌دهد و بنابراین توانایی بانک را برای بهبود رابطه‌اش با بنگاه که منجر به سهولت دسترسی بنگاه به اعتبار می‌شود، کاهش می‌دهد (اتودایی- موهتار و احمد، ۲۰۱۴؛ گنزالز و گنزالز[5]، ۲۰۱۴). در یک مطالعه مشابه، آگکا و همکاران[6] (۲۰۱۳) نشان می‌دهند که کارایی ایجاد شده به دلیل افزایش رقابت بانکی به دنبال اصلاحات بخش بانکی، در یک نمونه شامل چهارده بازار نوظهور منجر به

1. Klein (1971)
2. Schmukler & Vesperoni (2006)
3. Bokpin (2010)
4. Petersen & Rajan (1995)
5. Gonzalez & Gonzalez (2014)
6. Agca (2013)

کاهش هزینه‌های معامله در بازارهای اعتباری شده است اما همزمان این اصلاحات منجر به قیمت‌گذاری بهتر ریسک نیز شده و لذا هزینه‌های استقراض را افزایش داده است (اتودایی-موهتار و احمد، ۲۰۱۴).

۴- روش پژوهش

۴-۱- داده‌های پژوهش

جامعه آماری این تحقیق شامل کلیه شرکت‌های غیر مالی[۱] حاضر در سازمان بورس و اوراق بهادار کشور می‌باشد. دوره زمانی مطالعه نیز سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۹۱ را در بر می‌گیرد. از بین جامعه آماری مطالعه، شرکت‌هایی به عنوان نمونه انتخاب شده‌اند که: ۱- در سال پایانی مطالعه یعنی سال ۱۳۹۱ در بورس حضور داشته باشند ۲- حداقل ۵ سال در بورس حضور داشته و سهام آن‌ها معامله شده باشد ۳- اطلاعات مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند هر سال باشد. بر این اساس نمونه مطالعه مشتمل بر ۲۰۰ شرکت غیر مالی با داده‌های سالانه نامتوازن می‌باشد.

کلیه داده‌های مربوط به شرکت‌ها از گزارش‌های صورت‌های مالی حسابرسی شده به انضمام یادداشت‌های همراه شرکت‌ها، نرم‌افزار رهاورد نوین و نیز سایت کدال استخراج شده است.

داده‌های کلان مطالعه نیز شامل دو دسته شاخص‌های بخش بانکی و شاخص‌های بازار سهام می‌باشد. اطلاعات مربوطه برای ایجاد شاخص‌های بخش بانکی از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری شده است. همچنین شاخص‌های مربوط به بازار سهام مستقیما از دیتا بانک مربوط به "شاخص‌های توسعه جهانی" بانک جهانی استخراج شده و لذا نیازی به محاسبه آن‌ها نبوده است.

۴-۲- متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته پژوهش حاضر ساختار سرمایه بنگاه‌ها می‌باشد که برای هر شرکت از طریق نسبت کل بدهی‌ها[۲] به کل دارایی‌ها اندازه‌گیری می‌شود. این نسبت در مطالعات بسیاری به عنوان نماد ساختار

---

[۱]. بنگاه‌های غیر مالی بنگاه‌هایی می‌باشند که کالا تولید و یا خدمات غیر مالی عرضه می‌کنند (فبوزی و همکاران، ۱۳۸۹). در این مطالعه از بین کلیه بنگاه‌های حاضر در سازمان بورس و اوراق بهادار کشور، بانک‌ها و موسسات مالی و اعتباری، لیزینگ‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، شرکت‌های بیمه و صندوق‌های بازنشستگی که بنگاه مالی به حساب می‌آیند کنار گذاشته شده‌اند و لذا جامعه آماری پژوهش صرفا بنگاه‌های غیر مالی را شامل می‌شود.

[2]. Liabilities

سرمایه یا اهرم شرکت‌ها بکار گرفته شده است که از آن جمله می‌توان به مطالعات چن[1] (۲۰۰۳)، موتاما و همکاران (۲۰۱۳)، مهرانی و همکاران (۱۳۸۸) اشاره کرد. در رابطه با این نسبت لازم است توضیح داده شود از آنجایی که در ترازنامه شرکت‌ها، ارزش دفتری "کل دارایی‌ها" با ارزش دفتری "کل بدهی‌ها به اضافه حقوق صاحبان سهام" برابر است، می‌توان گفت نسبت "بدهی" به "مجموع بدهی و حقوق صاحبان سهام" شرکت به عنوان متغیر نشان‌دهنده ساختار سرمایه در نظر گرفته شده است.

متغیرهای توضیحی پژوهش نیز شامل دو دسته متغیرهای مربوط به ویژگی بنگاه و متغیرهای مربوط به توسعه مالی می‌شوند:

- متغیرهای ویژگی بنگاه

در این مطالعه از بین متغیرهای ویژگی بنگاه، متغیرهای اندازه، سودآوری، فرصت‌های رشد، ساختار دارایی، نقدینگی و سپر مالیاتی غیر بدهی با توجه به اینکه در اکثر مطالعات ساختار سرمایه مد نظر قرار گرفته‌اند، انتخاب شده‌اند تا اثرگذاری‌شان بر ساختار سرمایه بنگاه‌های غیر مالی بورسی کشور، مورد آزمون قرار گیرد. تعریف متغیرهای فوق به صورت زیر می‌باشد:

۱. اندازه (Size): همانند مطالعات فاتوح و همکاران[2] (۲۰۰۵)، مسعود (۲۰۱۴) و هنربخش و همکاران (۱۳۹۱)، لگاریتم کل دارایی‌ها به عنوان اندازه بنگاه در نظر گرفته شده است.

۲. سودآوری (Profitability): همانند مطالعات ستایش و غیوری مقدم (۱۳۸۸) و دوکو و همکاران (۲۰۱۱) نسبت سود خالص به کل دارایی‌ها (بازدهی دارایی‌ها) به عنوان شاخص سودآوری بنگاه در نظر گرفته شده است.

۳. فرصت‌های رشد (Growth Opportunity): همانند مطالعات صادقی شاهدانی و همکاران (۱۳۹۱) و فاتوح و همکاران (۲۰۰۵)، رشد کل دارایی‌ها به عنوان فرصت‌های رشد بنگاه در نظر گرفته شده است.

۴. درجه مشهود بودن دارایی‌ها یا ساختار دارایی بنگاه (Tangibility): همانند مطالعات چنگ و تزینگ[3] (۲۰۱۱) و مارگاریتیس و پسیلاکی[4] (۲۰۰۸) نسبت دارایی‌های ثابت مشهود به کل دارایی‌ها به عنوان درجه مشهود بودن دارایی‌ها در نظر گرفته شده است.

---

1. Chen (2003)
2. Fattouh (2005)
3. Cheng & Tzeng (2011)
4. Margaritis & Psillaki (2008)

۵. نقدینگی (Liquidity): همانند مطالعات مسعود (۲۰۱۴) و نگوین و همکاران[1] (۲۰۱۲) نسبت دارایی‌های جاری به بدهی‌های جاری به عنوان نقدینگی بنگاه در نظر گرفته شده است.

۶. سپر مالیاتی غیر بدهی (Non Debt Tax Shield): همانند مطالعات فاتوح و همکاران (۲۰۰۵) و سکرزی[2] (۲۰۱۳)، نسبت استهلاک به کل دارایی‌های بنگاه به عنوان سپر مالیاتی غیر بدهی در نظر گرفته شده است.

- شاخص‌های توسعه مالی

شاخص‌های توسعه مالی در مطالعه حاضر مربوط به اندازه و فعالیت بخش بانکی و بازار سهام می‌باشند و به صورت زیر تعریف می‌شوند:

۷. اندازه بخش بانکی (Banking Size): بر اساس مطالعه دمیرجیوک- کنت و لوین (۱۹۹۹) "نسبت دارایی‌های داخلی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی به تولید ناخالص داخلی" به عنوان اندازه سیستم بانکی کشور در نظر گرفته شده است.

۸. فعالیت بخش بانکی (Banking Activity): همانند مطالعه رویز- پوراس (۲۰۰۹) نسبت "تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی توسط بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی به تولید ناخالص داخلی" به عنوان شاخص فعالیت بخش بانکی کشور در نظر گرفته شده است.

۹. اندازه بازار سهام (Stock Market Size): همانند مطالعات مسعود (۲۰۱۴) و لاکستوتین و همکاران (۲۰۰۶) "نسبت ارزش بازار سهام (ارزش سهام‌های منتشر شده) به تولید ناخالص داخلی"[3] به عنوان شاخص اندازه بازار سهام کشور در نظر گرفته شده است.

۱۰. فعالیت بازار سهام (Stock Market Activity): همانند مطالعات مسعود (۲۰۱۴) و بک و همکاران[4] (۲۰۰۹) "نسبت ارزش سهام‌های معامله شده در بازار سهام به تولید ناخالص داخلی"[5] به عنوان شاخص فعالیت بازار سهام در نظر گرفته شده است.

۴-۳- تصریح مدل

در این مطالعه، مدل رگرسیونی داده‌های تابلویی که روشی برای تلفیق داده‌های سری زمانی و مقطعی می‌باشد برای بررسی اثر توسعه مالی بر ساختار سرمایه بنگاه‌های غیر مالی بکار گرفته می‌شود. همان‌طور که در بخش قبل نیز آورده شد چهار شاخص توسعه مالی یعنی اندازه و فعالیت

---

1. Nguyen (2012)
2. Cekrezi (2013)
3. Market Capitalization of Listed Companies (share of GDP)
4. Beck & Others
5. Stocks traded, total value (share of GDP)

بخش بانکی و بازار سهام در این مطالعه مورد آزمون قرار می‌گیرد. از آنجایی که شاخص‌های مربوط به یک بخش با یکدیگر همبستگی بالایی دارند، وارد کردن هر چهار شاخص توسعه مالی با هم در یک مدل، مناسب نمی‌باشد. بنابراین هر بار دو شاخص از چهار شاخص توسعه مالی، یعنی یک شاخص از بازار سهام و یک شاخص از بخش بانکی کشور، در کنار متغیرهای ویژگی بنگاه وارد مدل شده و مورد آزمون قرار می‌گیرد. لذا در این مطالعه دو مدل رگرسیونی به صورت مجزا برآورد خواهد شد که یک مدل، شاخص‌های مربوط به توسعه مالی از نظر اندازه و مدل دیگر شاخص‌های مربوط به توسعه مالی از نظر فعالیت را شامل می‌شود:

$$Lev_{it} = a + \beta_1 Size_{it} + \beta_2 Prof_{it} + \beta_3 Gr_{it} + \beta_4 Tan_{it} + \beta_5 Liq_{it} + \beta_6 NDTS_{it} + \beta_7 SMS_t + \beta_8 BS_t + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

$$Lev_{it} = a + \beta_1 Size_{it} + \beta_2 Prof_{it} + \beta_3 Gr_{it} + \beta_4 Tan_{it} + \beta_5 Liq_{it} + \beta_6 NDTS_{it} + \beta_7 SMA_t + \beta_8 BA_t + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

در روابط فوق، i نشان‌دهنده بنگاه (مقطع)، t نشان‌دهنده زمان، ε معرف جزء اخلال، Lev معرف ساختار سرمایه، Prof معرف سودآوری، Gr معرف فرصت‌های رشد، Tan معرف ساختار دارایی یا درجه مشهود بودن دارایی‌ها، Liq معرف نقدینگی و NDTS معرف سپر مالیاتی غیر بدهی بنگاه‌ها می‌باشد. همچنین SMS معرف اندازه بازار سهام، BS معرف اندازه بخش بانکی، SMA معرف فعالیت بازار سهام و BA معرف فعالیت بخش بانکی در اقتصاد کشور می‌باشد.

۵- برآورد مدل

قبل از انجام هرگونه برآوردی لازم است ایستایی متغیرهای مطالعه مورد آزمون قرار گیرد. برای این منظور از آزمون ریشه واحد فیشر[1] استفاده شده است چرا که برای انجام این آزمون نیازی به داده‌های متوازن نمی‌باشد. نتایج حاصل از انجام این آزمون همان‌طور که در جدول (۱) آورده شده است نشان می‌دهد که در رابطه با تمامی متغیرهای معادلات (۱) و (۲) فرضیه صفر آزمون فیشر مبنی بر "همه پانل‌ها دارای ریشه واحد می‌باشند" با اطمینان بیش از ۹۹ درصد رد می‌شود؛ لذا می‌توان گفت تمامی متغیرهای بررسی شده در سطح ایستا می‌باشند و بنابراین می‌توان بدون نگرانی بابت ایجاد رگرسیون کاذب، از داده‌های سطح متغیرها در برآوردها استفاده نمود.

[1]. Fisher-Type Unit-Root Test

جدول (۱): نتایج آزمون ریشه واحد فیشر (بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته) بر روی متغیرهای مطالعه

متغیر	آماره آزمون	احتمال آماره آزمون
ساختار سرمایه بنگاه	آماره p: ۹۸۰/۵۹۵۱ آماره Z: −۱۷/۰۹۰۵ آماره L: −۱۷/۲۵۵۵ آماره P_m: ۲۰/۶۴۹۵	۰/۰
اندازه بنگاه	آماره p: ۸۴۹/۷۰۱۲ آماره Z: −۱۱/۸۴۵۱ آماره L: −۱۲/۳۴۱۶ آماره P_m: ۱۶/۰۱۰۱	۰/۰
سودآوری بنگاه	آماره p: ۱۰۸۷/۸۷۰۶ آماره Z: −۱۹/۲۴۴۸ آماره L: −۱۹/۶۹۶۱ آماره P_m: ۲۴/۴۵۱۸	۰/۰
فرصت‌های رشد بنگاه	آماره p: ۱۱۵۸/۰۸۰۰ آماره Z: −۲۱/۵۳۶۷ آماره L: −۲۲/۳۵۴۲ آماره P_m: ۲۸/۸۱۹۱	۰/۰
ساختار دارایی یا درجه مشهود بودن دارایی‌های بنگاه	آماره p: ۱۱۰۹/۶۴۲۳ آماره Z: −۱۹/۱۸۵۴ آماره L: −۱۹/۹۸۲۷ آماره P_m: ۲۵/۲۲۳۵	۰/۰
نقدینگی بنگاه	آماره p: ۱۰۹۰/۳۹۱۲ آماره Z: −۱۹/۲۲۰۴ آماره L: −۱۹/۶۶۱۶ آماره P_m: ۲۴/۵۴۱۲	۰/۰
سپر مالیاتی غیربدهی بنگاه	آماره p: ۱۱۲۰/۹۰۸۸ آماره Z: −۱۹/۵۷۸۴ آماره L: −۲۰/۲۸۹۱ آماره P_m: ۲۵/۶۲۲۸	۰/۰
اندازه بازار سهام	آماره p: ۱۴۳۸/۴۶۱۹ آماره Z: −۲۴/۳۳۴۲ آماره L: −۲۶/۵۵۵۳ آماره P_m: ۳۶/۸۷۸۲	۰/۰
اندازه بخش بانکی	آماره p: ۱۰۴۱/۲۸۰۹ آماره Z: −۲۰/۲۵۶۷ آماره L: −۱۹/۶۶۶۷ آماره P_m: ۲۲/۸۰۰۵	۰/۰
فعالیت بازار سهام	آماره p: ۲۴۶۰/۷۱۰۵ آماره Z: −۳۹/۹۴۱۱ آماره L: −۴۸/۰۶۱۷ آماره P_m: ۷۳/۱۱۰۸	۰/۰
فعالیت بخش بانکی	آماره p: ۱۱۳۶/۷۲۵۹ آماره Z: −۲۱/۹۲۳۹ آماره L: −۲۱/۶۴۵۵ آماره P_m: ۲۶/۱۸۳۴	۰/۰

مأخذ: نتایج تحقیق

داده‌های تابلویی با وجود مزایای زیادی که دارند، می‌توانند با چند مشکل و مسئله در تخمین مواجه باشند. در واقع از آنجا که این داده‌ها شامل ابعاد مقطعی و زمانی هستند، مشکلات پیش آمده از کاربرد داده‌های مقطعی (مثلاً ناهمسانی واریانس) و داده‌های سری زمانی (مثلاً خودهمبستگی) نیز باید بررسی شوند (محمدی سفیددشتی، ۱۳۸۷؛ گجراتی، ۱۹۹۵). بنابراین پیش از برآورد مدل‌ها لازم است تا وجود یا عدم وجود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس مورد آزمون قرار گیرد. در این مطالعه برای انجام آزمون خودهمبستگی سریالی از آزمون "وولدریج"[1] و برای آزمون ناهمسانی واریانس از آزمون "نسبت راستنمایی"[2] استفاده شده که نتایج برای هر دو دو مدل در جدول (۲) نشان داده شده است. نتایج حاصل از آزمون وولدریج برای هر دو مدل حاکی از آن می‌باشد که فرضیه صفر مبنی بر "عدم وجود خودهمبستگی مرتبه اول" را نمی‌توان رد کرد لذا می‌توان گفت مدل‌های موردنظر با مشکل خودهمبستگی اجزاء اخلال مواجه نمی‌باشند اما نتایج حاصل از آزمون نسبت راستنمایی برای متغیرهای هر دو مدل حاکی از آن می‌باشد که با اطمینان ۹۹ درصد، فرضیه صفر مبنی بر "همسانی واریانس" را نمی‌توان پذیرفت، پس می‌توان گفت معادلات (۱) و (۲) با مشکل ناهمسانی واریانس مواجه می‌باشند.

جدول (۲): نتایج آزمون‌های ناهمسانی واریانس و خودهبستگی سریالی مربوط به معادلات (۱) و (۲)

آزمون	مدل (۱)	مدل (۲)
آزمون وولدریج	۱/۷۴۲	۱/۷۲۴
احتمال آماره وولدریج	۰/۱۸۸۴	۰/۱۹۰۷
آزمون نسبت راستنمایی	۳۴۰۴/۸۲	۳۴۰۸/۰۵
احتمال آماره نسبت راستنمایی	۰/۰	۰/۰

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به وجود ناهمسانی واریانس در مدل‌ها، به منظور دستیابی به نتایج کاراتر، مدل‌ها با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته عملی (FGLS)[3] برآورد می‌شوند که نتایج حاصل از برآورد معادلات (۱) و (۲) به روش ذکر شده در جدول (۳) نشان داده شده است[4].

[1]. Wooldridge
[2]. Likelihood Ratio
[3]. Feasible Generalized Least Squares
[4]. از آنجایی که مدل شامل اثرات زمانی نمی‌شود لذا مدل برآورد شده در مطالعه حاضر، مدل یک طرفه گروهی می‌باشد.

جدول (۳): برآورد مدل‌های (۱) و (۲)[۱]

مدل ۱			مدل ۲		
متغیر توضیحی	ضریب	آماره z	متغیر توضیحی	ضریب	آماره z
عرض از مبدأ	۰/۹۸۸۱	۳۲/۸۹ (۰/۰)	عرض از مبدأ	۰/۹۴۱۴	۳۱/۶۵ (۰/۰)
سودآوری بنگاه	-۰/۷۲۴۵	-۳۴/۹۴ (۰/۰)	سودآوری بنگاه	-۰/۷۳۰۴	-۳۵/۲۴ (۰/۰)
فرصت رشد بنگاه	۰/۰۶۰۴	۶/۸۲ (۰/۰)	فرصت رشد بنگاه	۰/۰۶۲۶	۷/۲۹ (۰/۰)
اندازه بنگاه	۰/۰۰۳۵	۲/۲۴ (۰/۰۲۵)	اندازه بنگاه	۰/۰۰۴۶	۳/۰۰ (۰/۰۰۳)
ساختار دارایی بنگاه یا درجه مشهود بودن دارایی‌ها	-۰/۱۷۳۹	-۱۲/۰۱ (۰/۰)	ساختار دارایی بنگاه یا درجه مشهود بودن دارایی‌ها	-۰/۱۷۶۶	-۱۲/۹۶ (۰/۰)
سپر مالیاتی غیر بدهی بنگاه	-۰/۲۷۹۵	-۱/۹۴ (۰/۰۵۲)	سپر مالیاتی غیر بدهی بنگاه	-۰/۲۴۶۳	-۱/۷۸ (۰/۰۷۵)
نقدینگی بنگاه	-۰/۰۹۶۲	-۲۱/۳۳ (۰/۰)	نقدینگی بنگاه	-۰/۰۹۵۶	-۲۱/۲۴ (۰/۰)
اندازه بازار سهام	۰/۱۵۳۱	۴/۳۱ (۰/۰)	فعالیت بازار سهام	۰/۲۱۳۱	۱/۸۱ (۰/۰۷۰)
اندازه بخش بانکی	-۰/۲۲۱۱	-۱۱/۲۸ (۰/۰)	فعالیت بخش بانکی	-۰/۲۹۰۶	-۱۱/۷۸ (۰/۰)
Wald chi2(8) = 3536/35 Prob > chi2 = 0/0			Wald chi2(8) = 3583/34 Prob > chi2 = 0/0		

مأخذ: نتایج تحقیق

نتایج حاصل از برآورد معادلات (۱) و (۲) نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای لحاظ شده در مدل (۱) در سطح اطمینان ۹۵ درصد و تمامی متغیرهای لحاظ شده در مدل (۲) در سطح اطمینان بیش از ۹۰ درصد معنادار می‌باشند.

در رابطه با متغیر سودآوری، همان‌طورکه ملاحظه می‌شود این متغیر تأثیر منفی بر ساختار سرمایه بنگاه‌های غیر مالی حاضر در سازمان بورس و اوراق بهادار کشور دارد. افزایش یک واحدی در این متغیر نسبت بدهی بنگاه‌ها را تا ۰/۷ واحد کاهش می‌دهد. تأثیر منفی "سودآوری" بر نسبت بدهی بنگاه‌ها حمایتی برای تئوری سلسله مراتبی می‌باشد که بر اساس آن، بنگاه‌ها تأمین مالی داخلی را بر تأمین مالی خارجی ترجیح می‌دهند. همچنین این یافته مطابق با نتایج مطالعات صادقی

[۱]. لازم به توضیح است که برای اطمینان از نحوه اثرگذاری شاخص‌های توسعه مالی بر ساختار سرمایه بنگاه‌ها، متغیرهای دیگری نیز در مدل موردآزمون قرار گرفتند از جمله دامی صنعت‌ها، هزینه سرمایه سهام، هزینه سرمایه بدهی. اما حضور این متغیرها در مدل اثری در نحوه اثرگذاری شاخص‌ها نداشت.

شاهدانی و همکاران (۱۳۹۱)، کردستانی و نجفی عمران (۱۳۸۷)، سایلگان و همکاران[1] (۲۰۰۶)، پسیلاکی و داسکالاکیس[2] (۲۰۰۸) می‌باشد.

اثر فرصت رشد بر ساختار سرمایه بنگاه‌ها مثبت به دست آمده است به گونه‌ای که یک واحد افزایش در فرصت رشد بنگاه‌ها می‌تواند تا ۰/۰۶ واحد، نسبت بدهی را افزایش دهد. این نتیجه تأییدی بر نظریه سلسله مراتبی می‌باشد؛ بر این اساس که بنگاه‌های با فرصت‌های رشد بالا اغلب منابع داخلی را تمام می‌کنند و لذا آن‌ها باید دومین منبع تأمین مالی مرجح یعنی بدهی را انتخاب کنند. این نتیجه همچنین مطابق نتایج مطالعات نگوین و همکاران (۲۰۱۲)، سایلگان و همکاران (۲۰۰۶)، چن[3] (۲۰۰۴) می‌باشد. متغیر اندازه بنگاه، تأثیری مثبت بر ساختار سرمایه بنگاه‌ها را نشان می‌دهد به گونه‌ای که ۱ واحد افزایش در اندازه بنگاه، نسبت بدهی را در مدل اول تا ۰/۰۰۰۴ و در مدل دوم تا ۰/۰۰۵ واحد افزایش می‌دهد. نتیجه حاصل شده بین اندازه و نسبت بدهی بنگاه‌ها، موافق با تئوری توازن می‌باشد چرا که همان‌طور که مسعود (۲۰۱۴) در مطالعه خود آورده است بنگاه‌های بزرگ‌تر، متنوع‌تر هستند و لذا ریسک ورشکستگی و هزینه ورشکستگی پایین‌تری دارند که این به معنای وجود رابطه مثبت بین اندازه و ظرفیت بدهی بنگاه می‌باشد. نتیجه همچنین مطابق یافته‌های کردستانی و نجفی عمران (۱۳۸۷)، صادقی شاهدانی و همکاران (۱۳۹۱)، سایلگان و همکاران (۲۰۰۶)، پسیلاکی و داسکالاکیس (۲۰۰۸) می‌باشد.

رابطه درجه مشهود بودن دارایی‌ها یا ساختار دارایی بنگاه‌ها با ساختار سرمایه منفی بدست آمده است به گونه‌ای که ۱ واحد افزایش در درجه مشهود بودن، نسبت بدهی بنگاه‌ها را حدود ۰/۱۷ واحد کاهش می‌دهد. این نتیجه می‌تواند تأییدی بر تئوری سلسله مراتبی باشد چرا که همان‌طورکه کردستانی و نجفی عمران (۱۳۸۷) در مطالعه خود اشاره می‌کنند هر چه دارایی‌های یک شرکت مشهودتر باشد، عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیریت و سرمایه‌گذاران بیرونی شرکت کمتر است، این امر هزینه انتشار سهام را پایین‌تر می‌آورد و لذا این‌گونه شرکت‌ها تمایل بیشتری به انتشار سهام خواهند داشت. نتیجه حاصل شده مطابق با نتیجه مطالعات سایگان و همکاران (۲۰۰۶) و دوکو و همکاران (۲۰۱۱) می‌باشد. سپر مالیاتی غیر بدهی نیز تأثیر منفی بر ساختار سرمایه بنگاه‌ها دارد به گونه‌ای که افزایش ۱ واحدی در این متغیر می‌تواند نسبت بدهی بنگاه را در مدل اول تا ۰/۲۸ واحد و در مدل دوم تا ۰/۲۵ واحد کاهش دهد. این نتیجه موافق با تئوری توازن می‌باشد و از این

---

1. Sayilgan (2006)
2. Psillaki & Daskalakis
3. Chen (2004)

ایده حمایت می‌کند که کاهش‌های مالیاتی ناشی از استهلاک، جانشینی برای منافع مالیاتی تأمین مالی از طریق بدهی می‌باشند. نتیجه همچنین مطابق یافته‌های مطالعات کردستانی و نجفی عمران (۱۳۸۷) و سایلگان و همکاران (۲۰۰۶) می‌باشد.

اثر نقدینگی بنگاه بر ساختار سرمایه نیز منفی بدست آمده است به گونه‌ای که ۱ واحد افزایش در نقدینگی می‌تواند نسبت بدهی شرکت‌ها را تا حدود ۰.۰۹۶ واحد کاهش دهد. این نتیجه تأییدی بر تئوری سلسله مراتبی می‌باشد چرا که همان‌طورکه نگوین و همکاران (۲۰۱۲) در مطالعه خود اشاره می‌کنند بنگاه‌های با دارایی‌های نقد، این وجوه داخلی موجود را به استقراض ترجیح می‌دهند. نتیجه حاصل شده همچنین مطابق با نتایج مطالعات اریوتیس و همکاران (۲۰۰۷) و نگوین و همکاران (۲۰۱۲) می‌باشد.

اما در رابطه با متغیرهای اصلی که در مطالعه مورد آزمون قرار گرفته‌اند یعنی شاخص‌های توسعه مالی، نتایج برآوردها نشان می‌دهد شاخص‌های مربوط به توسعه بازار سهام، تأثیر مثبت و شاخص‌های مربوط به توسعه بخش بانکی کشور، تأثیر منفی بر ساختار سرمایه بنگاه‌ها دارند به گونه‌ای که ۱ واحد افزایش در اندازه بازار سهام، نسبت بدهی بنگاه‌ها را ۰/۱۵ واحد افزایش و ۱ واحد افزایش در اندازه بخش بانکی، نسبت بدهی را تا ۰/۲۲ واحد کاهش می‌دهد. همچنین ۱ واحد افزایش در سطح فعالیت بازار سهام، نسبت بدهی را تا ۰/۲۱ واحد افزایش و برعکس ۱ واحد افزایش در سطح فعالیت بخش بانکی، نسبت بدهی را تا ۰/۲۹ واحد کاهش می‌دهد. رابطه مثبت بین شاخص‌های توسعه بازار سهام و ساختار سرمایه در مطالعات دوکو و همکاران (۲۰۱۱) و دینسرجوک و یالسینر[1] (۲۰۱۱) و رابطه منفی بین توسعه بخش بانکی و ساختار سرمایه در مطالعه اتودایی- موهتار و احمد (۲۰۱۴) نیز حاصل شده است.

۶- نتیجه‌گیری

این مطالعه اثر توسعه مالی بر ساختار سرمایه ۲۰۰ بنگاه غیر مالی حاضر در سازمان بورس و اوراق بهادار کشور را طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۷۸ با استفاده از داده‌های تابلویی نامتوازن آزمون می‌کند. با توجه به مطالعات تجربی انجام شده، شش تعیین‌کننده عمده ساختار سرمایه برای آزمون اینکه چطور ویژگی‌های خاص بنگاه‌ها، تصمیمات تأمین مالی آن‌ها را در ایران تحت تأثیر قرار می‌دهد، انتخاب شده‌اند. به علاوه در این مطالعه، شاخص‌های مربوط به اندازه و فعالیت بازار سهام و بخش

[1]. Dincergok & Yalciner (2011)

بانکی به عنوان شاخص‌های توسعه مالی در کنار متغیرهای مربوط به ویژگی بنگاه‌ها بکار گرفته شده است.

نتایج حاصل از بکارگیری روش حداقل مربعات تعمیم یافته عملی برای آزمون نحوه اثرگذاری متغیرهای فوق‌الذکر نشان داد که تمامی متغیرهای ویژگی بنگاه در نظر گرفته شده در مطالعه یعنی سودآوری، اندازه، فرصت‌های رشد، ساختار دارایی‌ها، نقدینگی و سپر مالیاتی غیر بدهی، تعیین‌کننده‌های معنادار ساختار سرمایه بنگاه‌های غیر مالی در ایران هستند؛ به گونه‌ای که متغیرهای سودآوری (موافق با تئوری سلسله مراتبی)، سپر مالیاتی غیر بدهی (موافق با تئوری توازن)، نقدینگی (موافق با تئوری سلسله مراتبی) و ساختار دارایی‌ها (موافق با تئوری سلسله مراتبی) اثر منفی و متغیرهای فرصت‌های رشد (موافق با تئوری سلسله مراتبی) و اندازه بنگاه (موافق با تئوری توازن) اثر مثبت بر ساختار سرمایه بنگاه‌ها دارند. با توجه به نتایج حاصل شده برای نحوه اثرگذاری متغیرهای مربوط به ویژگی بنگاه در مجموع می‌توان گفت تئوری سلسله مراتبی بیشتر می‌تواند تصمیمات تأمین مالی بنگاه‌های غیر مالی در ایران را توضیح دهد.

همچنین نتایج حاصل از وارد کردن متغیرهای اصلی مورد نظر مطالعه یعنی شاخص‌های توسعه بازار سهام و بخش بانکی، نتایج دور از انتظاری را به ویژه در رابطه با شاخص‌های توسعه بخش بانکی نشان داده است به طوری که شاخص‌های توسعه بانکی، اثر منفی و معنی‌دار و شاخص‌های توسعه بازار سهام، اثر مثبت و معناداری بر ساختار سرمایه بنگاه‌ها در ایران دارند.

در واقع نتایج مطالعه برای شاخص‌های مربوط به توسعه بازار سهام حاکی از آن است که در ایران توسعه بازار سهام چه از جهت اندازه و چه از جهت فعالیت، باعث می‌گردد بنگاه‌ها، تأمین مالی از طریق بدهی را جایگزین تأمین مالی از طریق سهام نمایند و به عبارت دیگر، نسبت بدهی بنگاه‌ها افزایش می‌یابد. میزان این افزایش، هنگامی که فعالیت بازار سهام افزایش یابد بیشتر از زمانی بدست آمده است که اندازه بازار سهام افزایش می‌یابد (هر چند اثرگذاری اندازه بازار سهام معنی‌دارتر است). با توجه به اینکه بازار سهام در ایران کوچک بوده و چندان توسعه یافته نیست می‌توان گفت این نتیجه مطابق نتیجه مطالعه دمیرجیوک- کنت و ماکسیمویک (۱۹۹۵) می‌باشد که نشان می‌دهند در اقتصادهای با بازار سهام توسعه یافته، توسعه بیشتر بازار، موجب می‌شود تأمین مالی از طریق سهام جایگزین تأمین مالی از طریق بدهی شود اما در اقتصادهای با بازار سهام در حال توسعه، توسعه بیشتر بازار موجب ایجاد فرصت برای تقسیم ریسک و جمع‌آوری اطلاعات شده و این امر به بنگاه‌ها اجازه می‌دهد که استقراض‌هایشان را افزایش دهند.

در حقیقت از آنجایی که یک مشخصه توسعه بازار سهام، فراهم نمودن امکان متنوع‌سازی بیشتر پرتفوها برای سرمایه‌گذاران است، می‌توان گفت توسعه بازار سهام امکان متنوع‌سازی و لذا کاهش ریسک را برای سرمایه‌گذاران فراهم کرده، آن‌ها را تشویق به سرمایه‌گذاری بیشتر می‌کند. این امر می‌تواند تأمین مالی بیشتر، چه از طریق سهام و چه از طریق بدهی را برای بنگاه‌ها آسان‌تر سازد که بسته به اینکه بنگاه‌ها بیشتر از کدام شیوه استفاده می‌کنند ساختار سرمایه آن‌ها شکل می‌گیرد. در رابطه با بنگاه‌های غیر مالی ایران با توجه به نتیجه حاصله، به نظر می‌رسد تأمین مالی از طریق بدهی سهم بیشتری را به خود اختصاص می‌دهد به گونه‌ای که با توسعه بازار سهام، نسبت بدهی بنگاه‌ها افزایش می‌یابد. همچنین توسعه بازار سهام می‌تواند با انتشار اخبار بیشتر در رابطه با بنگاه‌ها، منجر به کاهش اطلاعات نامتقارن شده و لذا هزینه انتشار سهام و بدهی را کاهش دهد. بنابراین تأمین مالی چه از طریق سهام و چه از طریق بدهی برای بنگاه‌ها هزینه کمتری خواهد داشت. در رابطه با کشور ایران با توجه به نتیجه حاصله می‌توان گفت این کاهش در هزینه‌ها به نفع تأمین مالی از طریق بدهی رقم خورده و بنابراین بنگاه‌ها نسبت بدهی خود را افزایش می‌دهند.

همچنین نتایج مطالعه در رابطه با شاخص‌های مربوط به توسعه بخش بانکی گویای آن می‌باشد که در ایران توسعه بخش بانکی چه از جهت اندازه و چه از جهت فعالیت، نسبت بدهی بنگاه‌های غیر مالی را کاهش می‌دهد که این اثر کاهشی در رابطه با شاخص فعالیت بخش بانکی بیشتر از شاخص اندازه بخش بانکی می‌باشد. به عبارت دیگر هنگامی که بخش بانکی در ایران توسعه می‌یابد بنگاه‌ها، تأمین مالی از طریق سهام را جایگزین تأمین مالی از طریق بدهی می‌نمایند و لذا نسبت بدهی کاهش می‌یابد. از آنجایی که بنگاه‌ها زمانی نسبت بدهی را افزایش می‌دهند که هزینه‌های نمایندگی بدهی کاهش یابد می‌توان این احتمال را مطرح کرد که توسعه بخش بانکی در ایران نتوانسته چنین شرایطی را فراهم کند. همچنین شاید بتوان این نحوه اثرگذاری را همان‌طورکه اتودایی- موهتار و احمد (۲۰۱۴) در مطالعه خود بیان می‌کنند این‌گونه تفسیر کرد که توسعه بخش بانکی می‌تواند باعث بهبود مدیریت ریسک شود و این امر با افزایش هزینه اعتبار برای بنگاه‌ها موجب شود اعتبار دریافتی کاهش یابد. علاوه بر این در رابطه با ایران شاید بتوان این استدلال را نیز مطرح کرد که با توجه به اینکه برخی از بانک‌ها در بورس، کارگزاری دارند لذا بانک‌ها خود از جمله خریداران سهام بنگاه‌ها می‌باشند؛ بدیهی است در چنین شرایطی توسعه بخش بانکی می‌تواند افزایش سهام‌های خریداری شده توسط بانک‌ها را نتیجه دهد. این احتمال نیز

وجود دارد که وجود برخی از طرح‌های دولتی نظیر طرح بنگاه‌های زود بازده و طرح مسکن مهر باعث شده باشد که از یک سو تسهیلات بانکی به سمت شرکت‌های غیر بورسی و خریداران مسکن مهر سوق داده شود و بنابراین دسترسی بنگاه‌های بورسی را به تسهیلات کمتر کرده باشد و از سوی دیگر این طرح‌ها با افزایش هزینه‌های اضافه برداشت بانک‌ها، توان تسهیلات‌دهی بانک‌ها به سایر بخش‌ها را کاهش داده باشد.

علی رغم ارائه توضیحات فوق، لازم است توجه شود که نتیجه‌گیری قطعی در مورد دلایل نحوه اثرگذاری توسعه بازار سهام و بخش بانکی بر ساختار سرمایه بنگاه‌های غیر مالی ایران، بررسی‌های بیشتر و جداگان‌های را می‌طلبد.

نهایتا با توجه به نتایج حاصل از مطالعه می‌توان به صورت قطعی ادعا کرد که تصمیمات ساختار سرمایه بنگاه‌ها تنها از طریق ویژگی‌های خودشان تعیین نمی‌شود بلکه توسط محیط بیرونی از جمله محیط مالی که در آن فعالیت می‌کنند نیز تحت تأثیر قرار می‌گیرد و بنابراین به مدیران بنگاه‌ها و نیز مسئولین کشور پیشنهاد می‌گردد در تصمیم‌گیری‌های خود این موضوع را مدنظر قرار دهند.

منابع و مآخذ

الف) منابع و مآخذ فارسی

۱. پورعلی، محمدرضا. و علوی، وحید (۱۳۹۲). "مروری بر روش‌های تأمین مالی و نظریه‌های مرتبط با ساختار سرمایه". دومین کنفرانس ملی حسابداری، مدیریت مالی و سرمایه‌گذاری. استان گلستان، گرگان.

۲. ستایش، محمدحسین. و غیوری‌مقدم، علی (۱۳۸۸). "تعیین ساختار بهینه سرمایه در سطح صنایع با استفاده از تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)". مجله پژوهش‌های حسابداری مالی ۱(۱ و ۲):۵۲-۳۳.

۳. صادقی شاهدانی، مهدی. چاوشی، کاظم. و محسنی، حسین (۱۳۹۱). "مدل‌سازی رابطه میان سودآوری و ساختار سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران با رویکرد پانل گشتاوری تعمیم‌یافته". مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار (۱۱): ۴۱-۱۷.

۴. فبوزی، فرانک، مودیلیانی، فرانکو، فری، مایکل (۱۳۸۹). *مبانی بازارها و نهادهای مالی*. حسین عبده تبریزی؛ جلد اول، چاپ سوم، تهران، انتشارات پیشبرد.

۵. کردستانی، غلامرضا. و نجفی عمران، مظاهر (۱۳۸۷). "بررسی عوامل تعیین‌کننده ساختار سرمایه: آزمون تجربی نظریه موازنه ایستا در مقابل نظریه سلسله مراتبی". تحقیقات مالی ۱۰(۲۵): ۹۰-۷۳.

۶. گجراتی، دامودار (۱۳۸۳). *مبانی اقتصادسنجی*. حمید ابریشمی؛ جلد دوم، چاپ سوم، تهران، انتشارات دانشگاه تهران.

۷. محمدی سفیددشتی، فرزانه (۱۳۸۷). *اثر کیفیت نیروی‌کار بر رشد اقتصادی در منتخبی از کشورها*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان.

۸. مهرآرا، محسن. و طلاکش نایینی، حسین (۱۳۸۸). "بررسی رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب با روش داده‌های تلفیقی پویا (۲۰۰۳-۱۹۷۹)". مجله دانش و توسعه ۱۶(۲۶): ۱۶۹-۱۴۳.

۹. مهرانی، ساسان. کاشانی‌پور، محمد. و رسائیان، امیر (۱۳۸۸). "بررسی عوامل تعیین‌کننده ساختار سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران". پژوهشنامه اقتصادی (۵ (ویژه‌نامه بورس)): ۱۵۱-۱۲۵.

۱۰. هنربخش، سمیرا. بیرجندی، حمید. و بیرجندی، مسعود (۱۳۹۱). "بررسی اثر نسبی استراتژی‌های تجاری بر روی ارتباط بین اهرم مالی و عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران". فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار (۱۵): ۵۷-۴۷.

ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Agarwal, S., Mohtadi, H. (2004). "Financial Markets and the Financing Choice of Firms: Evidence from Developing Countries". Global Finance Journal 15: 57-70.
2. Agca, S., Nicolo, G.D., Detragiache, E. (2013). "Banking Sector Reforms and Corporate Leverage in Emerging Markets". Emerging Markets Review 17: 125-149.
3. Andani, A., Al-hassan, S. (2012). "The Determinants of the Financing of Listed and Nin-Listed Firms in Ghana". Asian Economic and Financial Review **2**(7): 751-771.
4. Bauer, P. (2004). "Determinants of Capital Structure: Empirical Evidence from the Czech Republic". Czech Journal of Economics and Finance **54**(1-2): 2-21.
5. Beck, Th., Demirguc-Kunt, A., Levine, R. (2009). "Financial Institutions and Markets Across Countries and Over Time". World Bank, Policy Research Working Paper 4943.
6. Bokpin, G. A. (2010). "Financial Market Development and Corporate Financing: Evidence from Emerging Market Economies". Journal of Economic Studies **37**(1): 96–116.
7. Cekrezi, A. (2013). "The Determinants of Capital Structure: Evidence from Albania". Academic Journal of Interdisciplinary Studies **2**(9): 370-376.
8. Chen, J. J. (2004). "Determinants of Capital Structure of Chinese-Listed Companies". Journal of Business Research 57: 1341-1351.
9. Cheng, M.C., Tzeng, Z.Ch. (2011). "Does Leverage and Efficiency Affect Each Other". Journal of Accounting, Finance and Economics **1**(1): 77-95.
10. Demirguc- Kunt, A., Levine, R. (1993). "Stock Market Development and Financial Intermediary Growth". Policy Research Department, World Bank, WPS 1159.
11. Demirguc- Kunt, A., Levine, R. (1999). "Bank- Based and Market-Based Financial Systems: Cross- Country Comparisons". World Bank, Research Working Papers DOI: 10.1596/1813-9450-2143.
12. Demirguc- Kunt, A., Maksimovic, V. (1995). "Stock Market Development and Firm Financing Choices". World Bank, Policy Research Department, Finance and Private Sector Development Division, Working Paper 1461.
13. Dincergok, B., Yalciner, K. (2011). "Capital Structure Decisions of Manufacturing Firms` in Developing Countries". Middle Eastern Finance and Economics 12: 86-100.

14. Doku, J.N., Adjasi, Ch. K. D., Sarpong-Kumankuma, E. (2011). "Financial Market Development and Capital Structure of Listed Firms – Empirical Evidence from Ghana". Serbian Journal of Management **6**(2): 155-168.
15. Eriotis, N., Vasiliou, D., Vontoura-Neokosmidi, Z. (2007). "How Firm Characteristics Affect Capital Structure: An Empirical Study". Managerial Finance **33**(5).
16. Etudaiye-Muhtar, O.F., Ahmad, R. (2014). "Banking Sector Development and Corporate Leverage: Empirical Evidence from South African Firms". International Journal of Economics and Finance **6**(8): 278-288.
17. Fattouh, B., Scaramozzino, P., Harris, L. (2005). "Capital Structure in South Korea: A Quantile Regression Approach". Journal of Development Economics 76: 231-250.
18. Gonzalez, V. M., Gonzalez, F. (2014). "Banking Liberalization and Firms' Debt Structure: International Evidence". International Review of Economics & Finance 29: 466–482.
19. Gurley, J.G., Shaw, E.S. (1955). "Financial Aspects of Economic Development". The American Economic Review **45**(4): 515-538.
20. Hubbard, R.G. (1997). *Money, the Financial System, and the Economy*, Second Edition, Addison Wesley Longman, Inc.
21. Jensen, M., Meckling, W. (1976). "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure". Journal of Financial Economics **3**(4): 305-360.
22. Kirch, G., Mateus, C., Terra, P. (2012). "Country Governance Structure and Financial Developments as Determinants of Firms` Capital Structure". Journal of Money, Investment and Banking 26: 6-24.
23. Klein, M. A. (1971). "A Theory of the Banking Firm". Journal of Money, Credit and Banking **3**(2): 205–218.
24. Lakstutiene, A., Vasiliauskaite, A., Leitoniene, S. (2006). "Dependence of the Financial Structure and Efficiency of the Bank Sector on Economic Growth". Economics of Engineering Decisions **3**(48): 18-28.
25. Levine, R. (2002). "Bank-Based or Market-Based Financial Systems: Which Is Better?" . NBER Working Paper No. 9138.
26. Margaritis, D., Psillaki, M. (2008). "Capital Structure and Firm Efficiency". Journal of Banking and Finance **34**(3): 621-632.
27. Masoud, N. (2014). "The Determinants of Capital Structure Choice: Evidence from Libyan Firms". Research Journal of Finance and Accounting **5**(1): 67-83.

28. Modigliani, F., Miller, M. (1958). "The Cost of Capital, Corporate Finance and the Theory of Investment". American Economic Review **48**: 261-297.
29. Modigliani, F., Miller, M. (1963). "Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction". American Economic Review **53**: 443-453.
30. Mokhova, N., Zinecker, M. (2014). "Macroeconomic Factors and Corporate Capital Structure". Procedia-Social and Behavioral Sciences 110: 530-540.
31. Moshabesha, M. (2011). *The Relationship between Financial Development and Manufacturing Sector Growth: Evidence from Southern African Customs Union Countries*, Thesis, the Degree of Master of Commerce (Financial Markets), Department of Economics and Economic History, Rhodes University.
32. Muthama, Ch., Mbaluka, P., Kalunda, E. (2013). "An Empirical Analysis of Macro-Economic Influences on Corporate Capital Structure of Listed Companies in Kenya". Journal of Finance and Investment Analysis **2**(2): 41-62.
33. Nguyen, D., Diaz-Rainey, I., Gregoriou, A. (2012). "Financial Development and the Determinants of Capital Structure in Vietnam". Available at: http;//ssrn.com/abstract=2014834.
34. Petersen, M. A., Rajan, R. G. (1995). "The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships". The Quarterly Journal of Economics **110**(2): 407–443.
35. Psillaki, M., Daskalakis, N. (2008). "Are the Determinants of Capital Structure Country or Firm Specific? Evidence from SMEs". Small Business Economics **33**(3): 319-333.
36. Ruiz-Porras, A. (2009). "Financial Structure, Financial Development and Banking Fragility: International Evidence". Analisis Economico **56**(XXIV): 147-173.
37. Sayilgan, G., Karabacak, H., Kucukkocaoglu, G. (2006). "The Firm-Specific Determinants of Corporate Capital Structure: Evidence from Turkish Panel Data". Investment Management & Financial Innovations **3**(2): 125-139.
38. Schmukler, S. L., Vesperoni, E. (2006). "Financial Globalization and Debt Maturity in Emerging Economies". Journal of Development Economics **79**(1): 183–207.
39. Yartey, Ch. A. (2006). "Financial Development, the Structure of Capital Markets, and the Global Digital Divide". IMF Working Paper 06/258.

ارزیابی انحراف نرخ ارز واقعی مبتنی بر رویکرد رفتاری

احمد جعفری صمیمی[۱]
نسرین قبادی[۲]

چکیده

مسیر تعادلی نرخ ارز واقعی متناظر با اشتغال کامل عوامل تولید و تعادل تراز پرداخت‌هاست. ضمن این‌که نرخ ارز واقعی معمولاً به عنوان شاخص کلیدی رقابت‌پذیری خارجی مطرح می‌شود. بنابراین انحراف نرخ ارز واقعی از مسیر تعادلی آن بسیار پرهزینه است و هر یک از سیاست‌های اضافه ارزش‌گذاری یا کم ارزش‌گذاری تبعات منفی برای اقتصاد به دنبال دارد.

در این مقاله، رابطه تعادلی نرخ ارز واقعی بر حسب دلار امریکا با استفاده از رویکرد رفتاری نرخ ارز تعادلی (BEER) طی سال‌های ۹۱-۱۳۳۸ بر حسب بنیان‌های اصلی آن شامل: خالص دارائی‌های خارجی، بازبودن تجاری، رابطه مبادله و بهره‌وری با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی جوهانسن بررسی شده است. نتایج برآورد متناظر با الگوی نظری و همسو با مطالعات پیشین است. ضریب تصحیح خطا به میزان ۰/۵۱ و معنی‌دار است. مقایسه روند نرخ ارز تعادلی حاصل از برآورد (BEER) و نرخ ارز مؤثر واقعی نشان می‌دهد که از ابتدای دوره تا سال ۱۳۷۰، همواره نرخ ارز واقعی کمتر از نرخ ارز تعادلی بوده که بیان‌گر این واقعیت است که طی این سال‌ها با پدیده کم ارزش‌گذاری نرخ ارز مواجه بوده‌ایم. پس از سال ۱۳۷۰، از شکاف بین دو نرخ کاسته شده و نرخ ارز مؤثر به مقدار تعادلی‌اش نزدیک شده است. در برخی سال‌ها، نرخ ارز واقعی از نرخ ارز تعادلی پیشی گرفته که نمود اضافه ارزش‌گذاری نرخ ارز است.

واژگان کلیدی: نرخ ارز تعادلی، رویکرد رفتاری، رویکرد بنیانی، هم انباشتگی.
Keywords: Exchange Rate, BEER, Equilibrium, Effective, Cointegration.
JEL Classification: F310, E600, C520.

[۱]. استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران
[۲]. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه مازندران (نویسنده مسئول)

na_ghobadi@yahoo.com

۱- مقدمه

از آن‌جا که مسیر تعادلی نرخ ارز واقعی متناظر با اشتغال کامل عوامل تولید و تعادل تراز پرداخت‌هاست، بنابراین تعیین میزان انحراف نرخ واقعی ارز از مسیر تعادلی خود، ابزاری برای مقابله با عدم توازن در اقتصاد تلقی می‌شود. برآورد این میزان انحراف، یکی از بحث برانگیزترین مباحث اقتصاد کلان است. لیکن مشکل اساسی این است که مقدار تعادلی نرخ ارز واقعی مشهود نیست. بر اساس مبانی نظری، نرخ ارز تعادلی تابعی از متغیرهای اقتصاد کلان است و نرخ ارز در طی زمان به سمت مقدار تعادلی خود حرکت می‌کند (ادورادز[1]، ۱۹۸۹).

برآورد نرخ ارز واقعی تعادلی و حرکت آن طی زمان هم برای سیاست‌گذاران اقتصادی و هم برای بازیگران اصلی بازار حائز اهمیت است. نرخ ارز واقعی معمولاً به عنوان یکی از شاخص‌های رقابت‌پذیری خارجی مطرح است. بنابراین، اضافه ارزش‌گذاری نرخ ارز واقعی به عنوان از دست دادن رقابت‌پذیری تلقی می‌شود. هر چند که هر یک از سیاست‌های اضافه ارزش‌گذاری یا کم ارزش‌گذاری تبعات منفی را به دنبال دارد، لیکن اضافه ارزش‌گذاری دارای آثار زیان بارتری است. شواهد تجربی نشان می‌دهد که اضافه ارزش‌گذاری پول ملی به رشد اقتصادی پایین‌تر مخصوصاً رشد صنایع کارخانه‌ای منجر می‌شود. علاوه بر آن، موجب افزایش بدهی‌های خارجی و نیز کسری حساب جاری خواهد شد و ریسک بازار سفته‌بازی را محتمل می‌نماید. به همین ترتیب، کم ارزش‌گذاری پول ملی نیز دارای تبعات منفی است که نباید از آن غافل شد. لذا از این منظر، آگاهی از عوامل مهم تأثیرگذار بر انحراف نرخ ارز از مسیر تعادلی آن ضرورت می‌یابد. انحراف نرخ ارز می‌تواند از دو نوع شوک نشأت بگیرد: الف) اعمال سیاست‌های ناسازگار داخلی مانند سیاست‌های پولی و مالی، ب) شوک‌های خارجی مثل افزایش شدید نرخ‌های بهره خارجی و تخریب رابطه مبادله.

در چارچوب اقتصاد پولی تحلیل رفتار نرخ ارز موضوع بحث‌برانگیزی است. بخشی از ادبیات این موضوع به توضیح حرکت نرخ ارز اسمی و واقعی بر حسب متغیرهای اقتصادی مرتبط، بر می‌گردد. بخش دیگری از ادبیات به ارزیابی انحراف نرخ ارز نسبت به بنیان‌های[2] تعیین‌کننده آن پرداخته و در خصوص این موضوع قضاوت می‌کندکه یک نرخ ارز مشخص بر حسب بنیان‌هایش، بیش یا کم ارزش‌گذاری[3] نشده باشد. یکی از رویکردهای ارائه شده در این زمینه

---

1. Edwards (1989)
2. Fundamentals
3. Over or Undervalued

مربوط به ویلیامسون[۱] (۱۹۹۴) است که تحت عنوان رویکرد بنیانی نرخ ارز تعادلی (FEER)[۲] مطرح می‌شود. در چارچوب این رویکرد، نرخ ارز تعادلی به عنوان نرخی تعریف می‌شود که با موازنه اقتصاد کلان سازگار است. این امر معمولاً در شرایطی ایجاد می‌شود که اقتصاد در وضعیت اشتغال کامل و تورم پایین (موازنه داخلی) و حساب جاری پایدار (موازنه خارجی) قرار گرفته باشد. از آن‌جا که این نرخ در شرایط خاصی با تأکید بر بنیان‌های اقتصادی حاصل می‌شود که معمولاً تحت تأثیر ادوار تجاری و موقتی است، بنابراین تعبیری کوتاه‌مدت است. ویلیامسون این نرخ را مفهومی دستوری[۳] می‌داند که شرایط مطلوب و ایده‌آل اقتصاد را تصویر می‌کند.

رویکرد دیگری که برای برآورد نرخ ارز مطرح است، رویکرد رفتاری نرخ ارز تعادلی (BEER)[۴] است که توسط فاروق[۵] (۱۹۹۵) و کلارک – مکدونالد[۶] (۱۹۹۸) مطرح شد و هدف آن تشریح رفتار نرخ ارز نسبت به بنیان‌های تعیین‌کننده آن است. در چارچوب این رویکرد، تمامی اقلام تراز جاری و سرمایه‌ای تراز پرداخت‌ها به عنوان عوامل تعیین‌کننده نرخ ارز حائز اهمیت هستند. استفاده از BEER برای ارزیابی نرخ ارز واقعی در کشورهای در حال توسعه بسیار گسترده‌تر از کشورهای صنعتی بوده است (مکدونالد[۷]، ۱۹۹۵).

هدف این رویکرد، مدل‌سازی حرکت نرخ ارز واقعی در میان‌مدت و بلند مدت است که منجر به ایجاد نگرش مبتنی بر تحلیل هم انباشتگی نرخ ارز شد و برخلاف رویکرد اول، جنبه اثباتی[۸] دارد. در واقع در چارچوب این رویکرد، میزان انحراف نرخ واقعی ارز از FEER اندازه‌گیری می‌شود. این انحراف بر اساس شکاف میان نرخ ارز برآورد شده و نرخ ارز حقیقی محاسبه می‌شود (کلارک و مکدونالد، ۱۹۹۸). در این مقاله، رابطه تعادلی نرخ ارز واقعی بر حسب دلار آمریکا با استفاده از رویکرد رفتاری نرخ ارز تعادلی (BEER) طی سال‌های ۹۱-۱۳۳۸ بر حسب بنیان‌های اصلی آن شامل: خالص دارائی‌های خارجی، باز بودن تجاری، رابطه مبادله و بهره‌وری با استفاده از تکنیک هم انباشتگی جوهانسن بررسی شده است. ساختار این مقاله به شرح زیر است: پس از مقدمه مطالعات انجام شده ارائه شده است. مروری بر رویکرد رفتاری نرخ ارز تعادلی موضوع

---

1. Williamson (1994)
2. Fundamentally Equilibrium Exchange Rate (FEER)
3. Normative
4. Behaviorally Equilibrium Exchange Rate (BEER)
5. Faruqee (1995)
6. Clark and Macdonald (1998)
7. Macdonald (1995)
8. Positive

قسمت دوم مقاله را تشکیل می‌دهد و در ادامه به متدلوژی این رویکرد پرداخته شده است. تصریح مدل و معرفی متغیرها عنوان سرفصل بعدی است. بخش آخر مقاله به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

۲- پیشینه تحقیق

ادواردز (۱۹۸۹) تحلیل نظری و تجربی گسترده‌ای را در خصوص عوامل مؤثر بر نرخ ارز واقعی فراهم می‌کند. بر اساس مطالعات وی نرخ واقعی ارز تعادلی بلندمدت فقط متأثر از متغیرهای حقیقی است که می‌توان آن‌ها را به دو دسته داخلی و خارجی تقسیم‌بندی نمود. ادواردز مدل خود را به لحاظ کاربردی با استفاده از داده‌های یک گروه متشکل از ۱۲ کشور در حال توسعه آزمون نمود و نه تنها به بررسی عوامل تعیین‌کننده نرخ واقعی ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت پرداخت، بلکه میزان انحراف این نرخ را از مسیر تعادلی آن مورد بررسی قرار داد. چرچ[1] در سال ۱۹۹۲ نرخ ارز واقعی تعادلی انگلستان را با استفاده از مدل خزانه‌داری[2] برآورد کرد و نتیجه گرفت نرخ ارز مرتبط با تعادل اقتصاد کلان برای بیشتر سال‌های دهه ۱۹۹۰ کمتر از نرخ واقعی است. به اعتقاد وی تنها راه اضافه ارزش‌گذاری نرخ ارز واقعی در کشور انگلستان، پایین نگه داشتن تورم است. البدوی و سوتو[3] (۱۹۹۴) مدل تعادل بلندمدت نرخ ارز واقعی را با استفاده از بنیان‌های رابطه مبادله، میزان باز بودن اقتصادی (به عنوان پراکسی سیاست تجاری)، جریان خالص سرمایه نسبت به GDP، سهم مخارج دولت در GDP، و نرخ رشد صادرات برآورد کردند. فاروق (۱۹۹۵) معادله رفتاری نرخ ارز را با استفاده از تحلیل هم‌انباشتگی در خصوص متغیرهای: شکاف رشد بهره‌وری، قیمت نسبی کالاهای غیر قابل تجارت[4]، رابطه مبادله خالص دارائی‌های خارجی برآورد کرد. مکدونالد در سال ۱۹۹۵ با استفاده از ساختار نظری ارائه شده توسط فاروق، مطالعات تجربی را درخصوص مارک آلمان، ین ژاپن و دلار امریکا برای دوران پس از برتن وودز انجام داد. کرامر[5] (۱۹۹۶) با بسط مدل فاروق با لحاظ خالص دارائی‌های خارجی، رابطه مبادله، قیمت نسبی کالاهای تجاری و کالاهای غیرقابل تجارت نتیجه می‌گیرد که تراز مالی آمریکا نسبت به شرکای تجاری

1. Church (1992)
2. Treasury Model
3. Elbadawi and Soto (1994)
4. Non- traded goods
5. Kramer (1996)

G7، دارای اثر مثبتی بر ارزش واقعی دلار است. ایگرت و رویل[1] (۲۰۰۳) بر اساس مطالعات انجام شده، لیستی از متغیرهای تأثیرگذار بر نرخ ارز واقعی، شامل: بهره‌وری، سهم مخارج دولت در GDP، نسبت باز بودن اقتصاد، خالص دارایی‌های خارجی، شکاف نرخ بهره واقعی، رابطه مبادله، بدهی خارجی، سهم مخارج خصوصی و سرمایه‌گذاری در GDP فراهم کردند. پاتچیز[2] و همکاران (۲۰۰۵) ضمن بررسی میزان انحراف نرخ ارز قبرس از مسیر تعادلی آن به این نتیجه رسیدند که طی دهه ۱۹۹۰ این انحراف نزدیک به صفر بوده است، هر چند که در دهه ۱۹۸۰ اضافه ارزش‌گذاری نرخ ارز انجام شده است. فریت[3] و همکاران (۲۰۰۶) رفتار نرخ ارز واقعی ۵ کشور اروپای مرکزی را با به کارگیری مدل رفتاری نرخ ارز مکدونالد بررسی کردند و نتیجه گرفتند در هر ۵ کشور شامل: جمهوری چک، مجارستان، لهستان، اسلواکی و اسلونی گرایش به سمت اضافه ارزش‌گذاری نرخ ارز بوده است. بنزی کووره[4] و همکاران (۲۰۰۸) با استفاده از رویکرد BEER نرخ ارز واقعی تعادلی در ۲۰ کشور صنعتی و نوظهور را برآورد کردند. هدف اصلی آن‌ها بررسی میزان توانایی این رویکرد در برآورد نرخ ارز بود و بررسی آن‌ها این موضوع را تأیید کرد. سایمن و متی[5] (۲۰۰۸) با استفاده از BEER مسیر نرخ ارز تعادلی بلندمدت پول آفریقای جنوبی (Rand) را در تعامل با شرکای اصلی این کشور شامل: آمریکا، اروپا، انگلستان، و ژاپن با استفاده از داده‌های پانلی تعیین کردند. مگومی کوباتا[6] (۲۰۰۹) مدلی را برای محاسبه نرخ ارز واقعی تعادلی(ERER)[7] طراحی کرد و میزان انحراف نرخ ارز واقعی را با استفاده از تکنیک هم انباشتگی جوهانسن و مدل تصحیح خطا برآورد نمود. سپس احتمال و اندازه ماندگاری نرخ ارز کاهش ارزش یافته را بواسطه بکارگیری ابزارهای سیاستی را با استفاده از مدل‌های پروبیت و توبیت[8] اندازه گرفت. برگر و کمپا[9] (۲۰۱۰) مدل ساختاری ساده‌ای متشکل از محصول، نرخ تورم، و نرخ واقعی ارز را با استفاده از داده‌های کانادا طی دوره ۲۰۰۸- ۱۹۷۴ برآورد کردند، نتایج این مطالعه نشان داد که نرخ تعادلی ارز کانادا مسیر حرکت ملایمی را توأم با کاهش ارزش دنبال کرده است. کارلوتی و دوپای[10] (۲۰۱۰) میزان انحراف نرخ ارز چین از مسیر تعادلی آن را با

---

1. Egert and Révil (2003)
2. Pattichis (2005)
3. Frait (2006)
4. Benassy-Quere (2008)
5. Saayman & Matthee (2008)
6. Megumi Kubota (2009)
7. Equilibrium Real Exchange Rate
8. Probit and Tobit
9. Berger and Kempa (2010)
10. Carlotti J. E. and Dupuy, Ph. (2010)

استفاده از داده‌های فصلی طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۸۰ با لحاظ رابطه مبادله، باز بودن اقتصاد، و سهم مصرف از GDP به عنوان بنیان‌های تعیین کننده نرخ ارز بررسی کردند. مکدونالد و ویرا[1] (۲۰۱۰) (۲۰۱۰) نقش نرخ ارز واقعی را بر رشد ۹۰ کشور با استفاده از داده‌های سری زمانی ۲۰۰۴-۱۹۸۰ بررسی کردند. نتایج نشان دادند ضرایب انحراف نرخ ارز واقعی مثبت است؛ به این مفهوم که اضافه ارزش‌گذاری نرخ ارز تأثیر منفی بر رشد بلندمدت خواهد داشت. موسویکی و همکاران (۲۰۱۲)، انحراف نرخ ارز واقعی را در کنیا با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی جوهانسن و مدل تصحیح خطا طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۹۳ بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که نرخ ارز واقعی در بیشتر اوقات بالاتر از مقدار تعادلی خود بوده است. صداوی[2] و همکاران (۲۰۱۳) با استفاده از داده‌های پانلی کشورهای نوظهور و صنعتی طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۸۲ با استفاده از رویکرد FEER تعیین‌کننده‌های اصلی انحراف نرخ ارز واقعی را مشتمل بر باز بودن تجاری، باز بودن مالی و تخصص‌گرایی منطقه‌ای معرفی کردند. سو[3] (۲۰۱۳) میزان انحراف رنمینبی (RMB) [4] از نرخ ارز ارز تعادلی ۲۰ شریک تجاری برتر این کشور را با استفاده از داده‌های ماهانه برای دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۷ بر اساس روش BEER برآورد کرد که نتایج نشان داد که RMB از سال ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۸ به سطح تعادلی خود رسید، اما بروز بحران مالی جهانی روند کاهش انحراف را متوقف کرد. دبوویکز و سعید[5] (۲۰۱۴) ، میزان انطباق نرخ ارز واقعی پاکستان بر بنیان‌های اقتصادی آن را بررسی کردند، و به این نتیجه رسیدند که طی سال‌های گذشته روپیه پاکستان به طور معنی‌دار و به صورت سیستماتیک اضافه ارزش‌گذاری شده است.

در ایران نادری (۱۳۷۳) به تجزیه و تحلیل نامیزانی نرخ واقعی ارز پرداخته و معتقد است که نرخ واقعی ارز در هر دوره تحت تأثیر دو دسته عوامل قرار می‌گیرد. دسته اول عوامل اساسی که تعیین‌کننده میزان تعادلی نرخ واقعی ارز و دسته دوم عوامل کوتاه‌مدت بوده که شامل سیاست‌های پولی و مالی اقتصاد کلان هستند. قاسملو (۱۳۷۷) طبق الگوی تنظیمی، عوامل تأثیرگذار بر تغییرات نرخ واقعی بالفعل ارز در ایران را شامل شرایط تجاری، محدودیت‌های تجاری ایران، پیشرفت فن‌آوری در داخل، میزان درآمد واقعی نفت و میزان مازاد عرضه پول در نظر گرفت. درگاهی و گچلو (۱۳۸۰) در مطالعه خود، قیمت حقیقی نفت، رشد سطح بهره‌وری،

---

[1]. MacDonald and Vieira (2010)
[2]. Saadaoui (2013)
[3]. Cui, Yuming (2013)
[4]. رنمینبی یکای پول رسمی کشور چین است که یکای اصلی آن هم یوان است.
[5]. Debowicz Dario and Wajiha Saeed (2014)

نرخ انباشت سرمایه، شدت کنترل‌های تجاری و ارزی، سیاست مالی، سیاست پولی، و سیاست تضعیف ارزش اسمی پول ملی را به عنوان عوامل تعیین‌کنندهٔ نرخ حقیقی ارز در ایران معرفی کردند. نتایج مطالعه، ناپایایی نرخ حقیقی ارز در اقتصاد ایران را تأیید می‌کند که به معنی رد فرضیهٔ برابری قدرت خرید مطلق بلندمدت در اقتصاد ایران است. شجری و نصراللهی(۱۳۸۱) به آزمون نظریه برابری قدرت خرید در ساختار بازار ارز ایران پرداخته و نتیجه می‌گیرند این نظریه به خوبی در ایران برقرار و مفهوم آن این است که در صورتی که نرخ ارز از مقادیر رقابتی برخوردار باشد، صنایع داخلی به خوبی قدرت رقابت دارند. نصراللهی و طیبی (۱۳۸۳) با استفاده از روش هودریک- پرسکات (HP)[1] به برآورد انحراف از مسیر تعادلی بلندمدت نرخ واقعی ارز در ایران با استفاده از یک مدل ساختاری می پردازند. نتایج بررسی نشان می‌دهد انحراف از مسیر تعادلی بلند مدت نرخ ارز در ایران به پارامترهای مورد استفاده به ویژه کشش‌ها بستگی دارد. خدیجه و زهرا نصراللهی (۱۳۸۳) در مطالعه خود، از شاخص‌های مختلف برای برآورد نرخ واقعی داخلی ارز استفاده می‌کنند. ابریشمی و رحیمی (۱۳۸۳) عوامل کوتاه‌مدت و بلندمدت تعیین‌کننده نرخ واقعی ارز در چارچوب سه کالایی را در اقتصاد ایران بررسی و نتیجه می‌گیرند در بلندمدت عوامل موثر بر نرخ واقعی ارز شامل رابطه مبادله، سهم سرمایه‌گذاری، ذخایر بانک مرکزی، درجه باز بودن اقتصاد، مخارج مصرفی دولت و عرضه حقیقی پول است. نتایج مطالعه ابریشمی و مهرآرا (۱۳۸۳) نشان می‌دهد شاخص تعرفه، بهره‌وری، تراز منابع، نسبت سرمایه‌گذاری به جذب داخلی و نرخ ارز اسمی، اثرات معنی‌داری بر نرخ ارز حقیقی وارداتی و صادراتی دارند. مهرآرا (۱۳۸۴) عوامل تعیین‌کننده نرخ ارز حقیقی تعادلی را در اقتصاد ایران را شامل رشد بهره‌وری، سیاست‌های پولی و مالی، شاخص تعرفه و تراز منابع در نظر گرفته و نتیجه می‌گیرد تراز منابع بیشترین اثر را بر نوسانات نرخ ارز حقیقی و اسمی دارد. حمیدرضا و مریم ایزدی (۱۳۷۹) ابتدا انحراف نرخ واقعی ارز از مسیر تعادلی بلندمدت با استفاده از نظریه برابری قدرت خرید (استفاده از شاخص کروم) و در مرحله بعد با توجه به ناپایا بودن برخی از متغیرهای مدل با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) برای دوره ۸۶-۱۳۴۰ را براورد و سپس تأثیر نوسانات نرخ ارز وانحراف آن از مسیر تعادلی بر ارزش افزوده بخش صنعت را مورد بررسی قرار دادند. کازرونی و همکاران (۱۳۸۹)، تاثیر درجه باز بودن اقتصاد بر بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی با استفاده از مدل GARCH را بررسی کردند. نتایج نشان داد درجه باز بودن اقتصادی و تغییرات تولید ناخالص

[1]. Hodrick- Prescott

داخلی سرانه اثر منفی و معنی‌داری بر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز دارد. عزیزی و هادیان در سال ۱۳۹۱ با استفاده از رگرسیون غیرخطی، میزان انحراف‌های نرخ ارز حقیقی از مقادیر تعادلی آن در ایران را برآورد کردند. نصراللهی و همکاران در سال ۱۳۹۲ با استفاده از روش برابری قدرت خرید (PPP) به تعیین نرخ تعادلی ارز پرداخته و در مرحله بعد تأثیر انحراف نرخ واقعی ارز بر بخش‌های چهارگانه اقتصادی ایران بررسی نمودند. مقایسه مقادیر نرخ تعادلی ارز برآورد شده با مقادیر واقعی نشان داد که مقادیر واقعی ارز در ایران طی سال‌های (۱۳۸۵-۱۳۴۴) بیش از حد و در سال‌های (۱۳۸۹-۱۳۸۶) کمتر از حد برآورد شده است.

۳- رویکرد رفتاری نرخ ارز تعادلی

تعیین نرخ ارز تعادلی و نیز میزان انحراف آن نقش مؤثری در تبیین شرایط و سیاست‌گذاری اقتصادی دارند؛ به همین جهت مطالعات بسیاری در این زمینه متمرکز شده‌اند. حداقل سه رویکرد برای تعیین نرخ ارز تعادلی وجود دارد. رویکرد اول مبتنی بر برابری قدرت خرید(PPP)[1] است که نرخ ارز اسمی را به تفاوت‌های قیمتی بین کشورها مرتبط می‌کند. لیکن مطالعات تجربی این رویکرد را مگر در افق بلندمدت؛ به کار نمی‌گیرند. رویکرد دوم تحت عنوان رویکرد بنیانی نرخ ارز تعادلی(FEER)؛ توسط ویلیامسون (۱۹۹۴) معرفی شد که نرخ ارز تعادلی را بر اساس تعادل همزمان داخلی و خارجی اقتصاد محاسبه می‌کند. این نرخ ارز بر اساس موازنه حساب جاری تعیین می‌شود که متناظر با اشتغال کامل و تعادل پایدار دارایی‌های خارجی است و موازنه داخلی و خارجی اقتصاد کلان را در میان‌مدت و بلندمدت تأمین می‌کند. لیکن بنا به نظر کلارک و مکدونالد[2] (۱۹۹۸) ، از آنجا که FEER بر پایه یک اتحاد (اقتصاد کلان) تعریف می‌شود؛ نرخ ارز محاسبه شده را نمی‌توان بعنوان یک مفهوم دستوری در نظر گرفت. رویکرد سوم بر اساس BEER است که توسط کلارک و مکدونالد (۱۹۹۸) معرفی شد. این رویکرد، پویایی‌های رفتار نرخ ارز را شامل حرکت‌های کوتاه‌مدت و انحراف از تعادل مد نظر قرار می‌دهد و شرایط گسترده‌تری برای اقتصاد کلان در نظر می‌گیرد. معمولاً BEER گزینه مناسبی برای توضیح حرکت ادواری نرخ ارز است.

رویکرد BEER بر هیچ مدل‌سازی خاصی از نرخ ارز استوار نیست، از اینرو یک رویکرد عمومی به مدل‌سازی نرخ ارز دارد. تشابه این رویکرد با رویکرد FEER این است که انحراف از میانگین

---

1. Purchasing Power Parity (ppp)
2. Clark and Macdonald (1998)

PPP متناظر با داده‌ها را بر اساس عوامل واقعی توضیح می‌دهد. لیکن بر خلاف FEER این قابلیت را دارد که میزان انحراف نرخ ارز واقعی از مقدار تعادلی آن را، بدون لحاظ هر گونه عامل دستوری اندازه بگیرد. ضمن این که رابطه نرخ ارز را با استفاده از آزمون‌های آماری تجزیه و تحلیل می‌کند. در چارچوب BEER، برآورد معادلات نرخ ارز فرم کاهش یافته به عوامل متعددی از جمله: تعریف عوامل کوتاه‌مدت (T)، بنیان‌های بلندمدت و میان مدت (Z_1 و Z_2) و میزان انحراف بنیان‌ها از مقادیر بلندمدت آن‌ها بستگی دارد. بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام شده، عوامل متعددی به عنوان بنیان‌های تأثیرگذار نرخ ارز لحاظ شده‌اند و بسته به مدل منتخب متفاوت است. در مطالعه کلارک و مکدونالد (۱۹۹۸)، نرخ ارز تعادلی بلندمدت تابعی از سه متغیر: رابطه مبادله (tot)، اثر بالاسا- ساموئلسن مبتنی بر قیمت نسبی کالاهای غیرقابل تجارت به کالاهای قابل‌تجارت (tnt)، و خالص دارائی‌های خارجی(nfa) است و هر سه متغیر دارای اثر مثبتی بر نرخ ارز تعادلی هستند:

$$q_t = f(tot, tnt, nfa)$$

در سایر مطالعات تجربی، بنیان‌های مختلفی برای بررسی رفتار نرخ ارز تعادلی منظور شده است که علامت آن‌ها در مدل‌های برآورد شده نیز متفاوت است. فریت و کومارک (۲۰۰۱)، عوامل مؤثر بر نرخ ارز را به دو گروه براساس اثرگذاری آن‌ها بر بخش قابل‌تجارت و بخش غیرقابل تجارت تقسیم‌بندی می‌کنند. آن‌ها عوامل اصلی تأثیرگذار بر افزایش نرخ ارز واقعی را در قالب دو گروه عوامل عرضه و تقاضا تقسیم‌بندی می‌کنند. عوامل عرضه شامل اثر بالاسا -ساموئلسن، هزینه توسعه شبکه و بیماری هلندی و عوامل تقاضا شامل: کشش درآمدی تقاضا برای کالاهای قابل‌تجارت و جریآن‌های سرمایه به دنبال آزادسازی حساب سرمایه است. تقریباً یک سوم از مطالعات نشان می‌دهند مخارج دولت، نسبت باز بودن، خالص دارائی‌های خارجی، نرخ بهره واقعی خارجی یا اختلافات نرخ بهره واقعی و رابطه مبادله تجاری اثر معنی‌داری بر نرخ واقعی ارز داشته‌اند. اثر تعداد دیگری از متغیرها نظیر بدهی خارجی، مخارج خصوصی و سرمایه‌گذاری درتعدادی از مطالعات تأیید شده است. متغیر بهره‌وری یا یکی از پراکسی‌های آن تقریباً در تمام مطالعات وارد شده است و شواهد قوی وجود دارد که افزایش در بهره وری به "اضافه ارزش‌گذاری" نرخ واقعی ارز منجر می‌شود. اما یافته‌های به دست آمده در خصوص علامت سایر متغیرها یکسان نیست.

۴- متدلوژی و تصریح مدل

کلارک و مکدونالد (۱۹۹۸) برای برآورد نرخ ارز واقعی تعادلی (ERER)[1]، از فرم کاهش یافته معادلات استفاده می‌کنند و رفتار نرخ ارز را طی یک دوره زمانی توضیح می‌دهند. مسیر تعادلی بر اساس رابطه هم انباشتگی بین نرخ واقعی ارز و بنیان‌های آن حاصل می‌شود.

شکل کلی فرم کاهش یافته به شرح زیر است:

$$q_t = \beta_1' Z_{1t}' + \beta_2' Z_{2t}' + \tau' + \epsilon_t \qquad (۱)$$

z_1: بردار بنیان‌های اقتصادی که انتظار می رود دارای اثرات بلندمدت بر نرخ ارز باشند

z_2: بردار بنیان‌های اقتصادی که دارای آثار میان‌مدت بر نرخ ارز هستند (به طور مثال با ادوار تجاری متناظر هستند).

β_1, β_2: بردار ضرایب فرم کاهش‌یافته

T: بردار عوامل مؤثر بر نرخ ارز واقعی در کوتاه مدت

τ: بردار ضرایب فرم کاهش‌یافته

ϵ_t: جمله اخلال

در معادله فوق نرخ ارز مؤثر واقعی حقیقی بر حسب متغیرهای بنیانی z_1 و z_2 و تعدادی از متغیرهای مؤثر بر نرخ ارز در کوتاه مدت (T) و جمله خطای تصادفی (ϵ)توضیح داده می‌شود. لازم است که بین نرخ ارز واقعی حقیقی و نرخ تعادلی جاری q' که معادل نرخی است که توسط مقادیر جاری دو دسته از بنیان‌ها تعیین می‌شوند؛ تمایز قائل شویم:

$$q_t' = \beta_1' Z_{1t}' + \beta_2' Z_{2t}' \qquad (۲)$$

با توجه به این چارچوب، میزان انحراف (cm_t) به صورت تفاضل میان نرخ ارز واقعی حقیقی و نرخ ارز مبتنی بر مقادیر جاری بنیان‌های اقتصادی مطابق فرمول زیر تعیین می شود:

$$cm_t = q_t - q_t' = q_t - \beta_1' Z_{1t}' + \beta_2' Z_{2t}' = \tau' T_t + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

از آن‌جایی که این احتمال وجود دارد که بنیان‌های اقتصادی خود از سطوح مطلوب و پایدارشان فاصله بگیرند؛ tm_t را به عنوان اختلاف میان نرخ ارز واقعی حقیقی و نرخ متناسب با مقادیر

[1]. Equilibrium Real Exchange Rate (ERER)

بلندمدت یا پایدار بنیان‌های اقتصادی تعریف می‌کنیم که به ترتیب با Z_{1t} و Z_{2t} نشان داده می‌شوند:

$$tm_t = q_t - \beta_1' Z_{1t}' + \beta_2' Z_{2t}' \quad (۴)$$

با کم کردن q'_t از سمت راست معادله بالا، میزان کل انحراف به دو جزء تفکیک می‌شود:

$$tm_t = (q_t - q_t') + [\beta_1'(Z_{1t} - \overline{Z}_{1t}) + \beta_2'(Z_{2t} - \overline{Z}_{2t})] \quad (۵)$$

جزء اول معادله فوق میزان انحراف جاری را نشان می‌دهد که مبتنی بر معادله (۳) است. جزء دیگر اثر حرکت بنیان‌های جاری را از مقادیر پایدار و تعادلی آن‌ها نشان میدهد. از آن‌جا که :

$$q_t - q_t' = \tau' T_t + \varepsilon_t$$

می توان معادله (۵) را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$tm_t = \tau' T_t + \varepsilon_t + [\beta_1'(Z_{1t} - \overline{Z}_{1t}) + \beta_2'(Z_{2t} - \overline{Z}_{2t})] \quad (۶)$$

بنابراین در رویکرد BEER کل انحراف نرخ ارز در هر زمان به دو قسمت شامل عوامل انتقالی و اختلالات تصادفی و نیز میزان انحراف بنیان‌های اقتصادی از مقادیر پایدارشان قابل تجزیه است. در واقع در این رویکرد، نرخ ارز تعادلی توسط مجموعه‌ای از متغیرهای توضیحی برآورد می‌شود ولی همان‌طور که گفته شد این نرخ بر پایه وضعیت تعادل اقتصاد کلان حاصل نمی‌شود. بنابراین تعادل نرخ ارز حقیقی در چارچوب رفتاری موضوعیت می‌یابد و در این صورت حرکت آن، منعکس‌کننده تغییرات بنیان‌های آن است.

همان‌گونه که اشاره شد نظریه‌ها یا مدل‌های مختلف آثار متفاوتی از بنیان‌های نرخ ارز بر آن را تبیین می‌کنند. تفاوت در نتایج علامت متغیرها ناشی از عواملی مانند تفاوت افق زمانی و یا متدلوژی به کار گرفته شده است. مخصوصاً افق زمانی در این امر تأثیرگذار است، به گونه‌ای که اثر یک متغیر ممکن است در کوتاه مدت با آثار آن در میان‌مدت و بلندمدت متفاوت باشد. در این مقاله برآوردها بر اساس مدل زیر به دست آمده است. بنیان‌های لحاظ شده در این مدل بر

اساس متغیرهایی است که در بیشتر مطالعات کلیدی مرتبط لحاظ شده‌اند. در جدول (۱) به این متغیرها و مطالعات مربوط به آن اشاره شده است.

جدول (۱): فهرست بنیان‌های اصلی نرخ ارز و مطالعات تجربی مرتبط

نام متغیر	نماد متغیر	اهم مطالعات مرتبط
خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	nfa	فاروق (۱۹۹۵)، کرامر (۱۹۹۶)، مکدونالد (۱۹۹۵)، کلارک و مکدونالد (۱۹۹۸)، ایگرت (۲۰۰۲)، پاتچیز و همکاران (۲۰۰۵)، بنزی کووره و همکاران (۲۰۰۸)، سایمن و متی (۲۰۰۸)، مکدونالد و ویرا (۲۰۱۰)
رابطه مبادله	tot	ادواردز (۱۹۸۹)، البدوی و سوتو (۱۹۹۴)، فاروق (۱۹۹۵)، کرامر (۱۹۹۶)، مکدونالد (۱۹۹۷)، کلارک و مکدونالد (۱۹۹۸)، ایگرت و رویل (۲۰۰۳)، پاتچیز و همکاران (۲۰۰۵)، بنزی کووره و همکاران (۲۰۰۸)، مکدونالد و ویرا (۲۰۱۰)
باز بودن تجاری	open	البدوی و سوتو (۱۹۹۴)، ایگرت و رویل (۲۰۰۳)، پاتچیز و همکاران (۲۰۰۵)، سایمن و متی (۲۰۰۸)
مصرف دولتی	cg	ادواردز (۱۹۸۹)، البدوی و سوتو (۱۹۹۴)، ایگرت و رویل (۲۰۰۳)، سایمن و متی (۲۰۰۸)، مکدونالد و ویرا (۲۰۱۰)
بهره وری نسبی	prod	فاروق (۱۹۹۵)، کرامر (۱۹۹۶)، مکدونالد (۱۹۹۷)، کلارک و مکدونالد (۱۹۹۸)، ایگرت و رویل (۲۰۰۳)، پاتچیز و همکاران (۲۰۰۵)، بنزی کووره و همکاران (۲۰۰۸)، مکدونالد و ویرا (۲۰۱۰)، سایمن و متی (۲۰۰۸)

بنابراین اساس مدل این مقاله مبتنی بر مطالعات تجربی پیشین و نیز با لحاظ خوبی برازش است. تصریح مدل مورد نظر به شکل زیر است:

$$rer = f(tot, open, nfa, prod) \qquad (۷)$$

که در آن:

نرخ ارز واقعی (rer): نرخ واقعی ارز بر حسب دلار که از حاصل‌ضرب نرخ ارز اسمی در نسبت شاخص قیمت مصرف کننده امریکا به ایران حاصل شده است.

خالص دارایی‌های خارجی(nfa): ذخایر بانک مرکزی دلالت بر توانایی این بانک در دفاع از پول رایج دارد. بر این اساس انتظار می‌رود افزایش در خالص دارایی‌های خارجی بواسطه هم‌افزایی دارایی‌های تحت مالکیت ساکنین کشور به افزایش ارزش پول ملی منتهی شود و افزایش ارزش نرخ ارز را به دنبال داشته باشد. در حالی که کاهش در این ذخایر، پول داخلی را تضعیف کرده و نرخ واقعی ارز را افزایش می‌دهد.

باز بودن تجاری (open): با کاهش سطح تعرفه‌ها در یک اقتصاد کوچک، حفظ موازنهٔ خارجی در بلندمدت، مستلزم تضعیف نرخ حقیقی ارز است. از طرف دیگر، سیاست‌های حمایتی به شکل

موانع تعرفه‌ای و یا غیرتعرفه‌ای، قیمت نسبی کالاهای وارداتی را افزایش داده و با فرض جانشینی کالاهای وارداتی و کالاهای غیرقابل مبادله در مصرف، منجر به افزایش تقاضا و قیمت کالاهای غیرقابل مبادله و در نتیجه نرخ حقیقی ارز را در بلندمدت تقویت می‌نماید. به علاوه، به دنبال اعمال سیاست‌های حمایتی، واردات کاهش یافته و کسری (مازاد) حساب جاری کاهش (افزایش) می‌یابد که این امر در بلندمدت تقویت نرخ حقیقی ارز را تشدید می‌کند.

رابطه مبادله (tot): رابطه مبادله به صورت نسبت شاخص قیمت صادرات به شاخص قیمت واردات تعریف می‌شود و صراحتاً بر نرخ ارز واقعی اثرگذار است؛ لیکن اثر تغییر آن بر نرخ واقعی ارز، به لحاظ نظری مبهم است. این ابهام به این دلیل است که ممکن است اثر مستقیم درآمدی از طریق تقاضا برای کالاهای غیرتجاری بر اثر غیرمستقیم جانشینی که از طریق عرضه کالاهای غیرتجاری عمل می‌کند، غلبه یابد[۱].

بهره‌وری (prod): تقریباً در تمام مطالعات تجربی، بهره‌وری به عنوان یک متغیر تأثیرگذار بر نرخ ارز لحاظ شده است که به اثر بالاسا- ساموئلسن شهرت دارد. این شاخص با قیمت نسبی کالاهای غیرقابل تجارت به کالاهای قابل تجارت محاسبه می‌شود که افزایش آن منجر به افزایش ارزش نرخ ارز می‌شود (فریت و کومارک، ۱۹۹۹). بر این اساس، هر فرایندی که رشد سریعتر بهره‌وری در بخش قابل مبادله را نسبت به بخش غیرقابل‌مبادله یک کشور در پی داشته باشد، منجر به تقویت نرخ حقیقی بلندمدت ارز خواهد شد[۲]. در مدل اصلی بالاسا- ساموئلسن از بهره‌وری کل عوامل تولید استفاده می‌شود که مستقیماً قابل اندازه‌گیری نیست. برای برآورد بهره وری از پراکسی‌های مختلفی استفاده می‌شود. کلارک و مکدونالد (۱۹۹۸) آن را به صورت نسبت CPI بر PPI (WPI) محاسبه می‌کنند. در این مقاله، از تولید سرانه نسبی امریکا و ایران استفاده شده است.

۵- معرفی متغیرها و برآورد مدل

دوره مورد مطالعه ۹۱-۱۳۴۰ و داده ها سالانه هستند که عمدتاً از داده‌های سری زمانی بانک مرکزی استخراج شده‌اند. مدل به صورت نیمه لگاریتمی برآورد شده است. آزمون پایایی برای تمام متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته[۳] انجام شده است. این آزمون عملکرد رضایت‌بخشی حتی در نمونه‌های کوچک دارد. نتایج آزمون نشان می‌دهد تمام متغیرها

---

[۱]. ابریشمی (۱۳۸۳)

[۲]. درگاهی و گچلو (۱۳۸۰)

[3]. Augmented Dickey-Fuller

I(1) و بعبارتی ناپایا هستند. اما پس از یکبار تفاضل‌گیری متغیرها پایا می‌شوند یعنی تفاضل مرتبه اول متغیرها I(0) هستند. نتایج آزمون پایایی متغیرها در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول (۲): نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای بررسی پایایی متغیرها

نام متغیر	سطح متغیر			تفاضل مرتبه اول متغیر		
	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند	نتیجه	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند	نتیجه
lrer	-۲/۳۹	-۲/۵۸	ناپایا	-۶/۸۷	-۶/۸۱	پایا
lopen	-۰/۹۶	-۳/۲۳	ناپایا	-۵/۷۴	-۵/۷۳	پایا
ltot	-۰/۹۴	-۱/۳۵	ناپایا	-۵/۸۶	-۵/۸۵	پایا
lprod	-۱/۸۴	-۱/۹۶	ناپایا	-۴/۴۸	-۴/۴۷	پایا
nfa	۷/۱۲	۷/۱۱	ناپایا	۴/۱۹	-۴/۱۹	پایا
مقادیر بحرانی در سطح اطمینان ۵٪	-۲/۹۲	-۳/۴۹		-۲/۹۲	-۳/۴۹	

تحلیل هم‌انباشتگی جوهانسن مستلزم تعیین طول وقفه بهینه در الگوی VAR است. انتخاب درجه مناسب برای مدل از اهمیت زیادی برخوردار است یعنی تعداد وقفه‌های بهینه را باید طوری انتخاب کرد که جملات اخلال مدل خودهمبستگی سریالی نداشته باشند و از طرفی، تعداد نمونه از دیدگاه نظریه مجانبی به اندازه کافی باشد. معیارهای اطلاعاتی آکاییک (AIC)[1]، شوارتز بیزین(SC)[2] و حنان کویین (HQ)[3] طول وقفه بهینه را ۲ نشان می‌دهند. بنابراین طول وقفه بهینه برای برآورد مدل VAR معادل ۲ انتخاب شده است.

جدول (۳): آماره‌های معیارهای اطلاعاتی برای طول وقفه بهینه مدل VAR

Lag	AIC	SC	HQ
۰	۶/۵۶۸۵	۶/۷۶۱۶	۶/۶۴۱۷
۱	-۲/۸۷۱۱*	-۱/۷۱۲۸*	-۲/۴۳۱۶*
۲	-۲/۵۳۴۹	-۰/۴۱۱۴	-۱/۷۲۹۲
۳	-۲/۳۶۷۶۱	۰/۷۲۱۰۳	-۱/۱۹۵۸
۴	-۲/۷۱۵۲۱	۱/۳۳۸۷	-۱/۱۷۷۲

* درجه بهینه منتخب معیار اطلاعاتی

در این مقاله از تکنیک هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسلیوس برای برآورد BEER استفاده شده است. نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی برای تعیین تعداد روابط تعادلی بلندمدت در جدول (۴) ارائه شده است. تعداد بردارهای هم انباشتگی با استفاده از آماره‌های آزمون اثر و حداکثر مقادیر ویژه تعیین می‌شود. هر دو آزمون وجود یک رابطه بلندمدت را در سطح ۵٪ تأیید می‌کنند.

1. Akaike Information Criterion (AIC)
2. Schwarz Baysian Criterion (SC)
3. Hannan-Quinn information criterion (HQ)

جدول (۴): نتایج آزمون هم‌انباشتگی

فرضیه صفر	آزمون اثر			آزمون حداکثر مقادیر ویژه			
	فرضیه مقابل	آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۵٪	فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۵٪
r=۰*	r ≥ ۱	۸۵/۴۷۷۸	۷۶/۹۷۲۷	r=۰*	r=۱	۴۱/۴۲۵۱	۳۴/۸۰۵۹
r ≤ ۲	r ≥ ۲	۴۴/۰۵۲۸	۵۴/۰۷۹۱	r ≤ ۱	r=۲	۱۶/۶۴۶۷	۲۸/۵۸۸۱
r ≤ ۲	r ≥ ۳	۲۷/۴۰۵۹	۳۵/۱۹۲۷	r ≤ ۲	r=۳	۱۵/۵۲۶۷	۲۲/۲۹۹۶
r ≤ ۳	r ≥ ۴	۱۱/۸۷۹۲	۲۰/۲۶۱۸	r ≤ ۳	r=۴	۱۰/۸۴۰۲	۱۵/۸۹۲۱
r ≤ ۴	r ≥ ۵	۱/۰۳۹۰۸	۹/۱۶۴۶	r ≤ ۴	r=۵	۱/۰۳۹۰۸	۹/۱۶۴۵

* رد فرضیه صفر در سطح ۵٪

با توجه به نتایج آزمون هم‌انباشتگی و تأیید یک بردار همانباشتگی، رابطه بلندمدت بین متغیرها که برای نرخ ارز واقعی نرمال شده است؛ به صورت رابطه شماره (۸) حاصل می‌شود. ضرایب مدل مطابق با مبانی نظری و همسو با مطالعات پیشین از جمله مطالعه کلارک و مکدونالد (۱۹۹۸) دارای علامت مورد انتظار است. اعداد داخل پرانتز مقادیر آماره t را نشان می‌دهند. ملاحظه می‌شود تمامی ضرایب به استثنای $prod$ معنی‌دار هستند.

$$rer = -8.29 + 0.76\, nfa + 0.79\, open + 0.34\, tot + 0.12\, prod \qquad (۸)$$

افزایش در خالص دارایی‌های خارجی بواسطه انباشت این دارایی‌ها به تقویت پول ملی با ضریب ۰/۷۶ منجر می‌شود. باز بودن تجاری به عنوان پراکسی اعمال سیاست‌های حمایتی دارای اثر مثبت و معنی‌داری به اندازه ۰/۷۹ بر نرخ ارز مؤثر واقعی است. رابطه مبادله صریحاً به عنصر قیمتی نرخ واقعی ارز مرتبط است که نتایج برآورد رابطه بلندمدت نشان می‌دهد بهبود رابطه مبادله به تقویت پول ملی به میزان ۰/۳۴ منجر می‌شود. رشد بالاتر بهره‌وری نیز به اضافه ارزش‌گذاری نرخ ارز منتهی می‌شود، هرچند که میزان اثرگذاری آن ناچیز است و ضریب آن از نظر آماری معنی‌دار نیست که شاید بتوان علت آن را در این نکته جست که در تعیین نرخ ارز اسمی که نرخ ارز واقعی متأثر از آن است، بهره‌وری و تولید سرانه مورد توجه مسئولان قرار نمی‌گیرد.

به منظور برآورد روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت از مدل تصحیح خطا استفاده شده است. ساز و کار تصحیح خطا یک فرآیند تعدیل است که حرکت پویای متغیرها را با رابطه تعادل آن‌ها جمع می‌کند؛ یعنی تغییرات در متغیر وابسته بوسیله تغییرات متغیرهای توضیحی و نیز عدم تعادل دوره قبل توضیح داده می‌شود. پسران و شین[1] (۱۹۹۹) نشان دادند که تخمین‌ها با استفاده از این روش

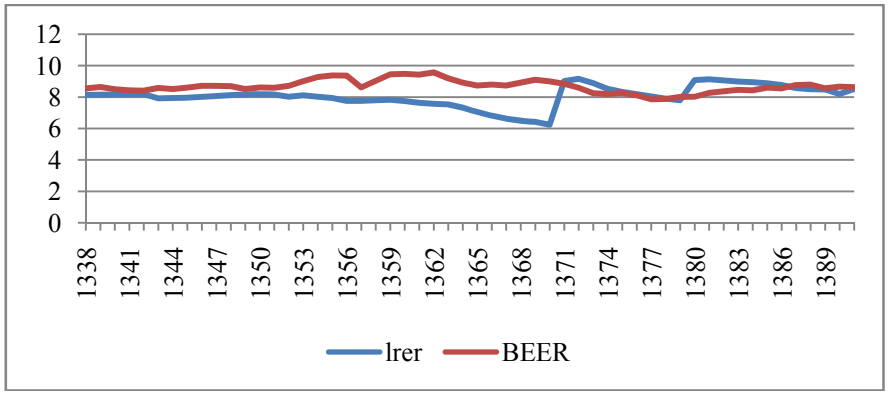
[1]. Pesaran and Shin (1999)

برای حجم نمونه‌های کوچک دارای تورش کمتر و کارایی بیشتر است. ضریب جمله خطا معادل ۰/۵۱- با آماره t معنی‌دار به میزان ۲/۸۹- برآورد شده است. به این ترتیب چنانچه نرخ ارز واقعی از مسیر تعادلی خود منحرف شود؛ بنیان‌های اصلی آن حدود ۵۰٪ این انحراف را در مدت یکسال از بین می‌برند و دو سال زمان لازم است تا کل انحراف با فرض ثبات شرایط از بین برود. لیکن این در شرایطی است که نرخ ارز به صورت شناور و مبتنی بر بنیان‌هایش تعیین شود. لذا از آن‌جا که نرخ ارز مؤثر واقعی در کشور بر اساس نرخ ارز اسمی محاسبه می‌شود که غالباً به صورت برونزا توسط بانک مرکزی تعیین می‌شود، منجر به ایجاد شکاف بین نرخ ارز مؤثر واقعی و نرخ ارز تعادلی می‌شود که این شکاف در برخی ادوار از جمله دهه‌های پنجاه و شصت به شدت گسترش یافته است (شکل ۱).

تمام آزمون‌های تشخیص برای مدل برآورد شده انجام شده است. نتایج نشان می‌دهند معادله با هیچ مشکلی در خصوص آزمون‌های تشخیص مواجه نیست. لذا بنیان‌های لحاظ شده در مدل، قادرند رفتار نرخ ارز واقعی را به نحو مطلوبی تبیین کنند.

در نمودار (۱) ، نرخ ارز برآورد شده بر اساس معادله فوق مبتنی بر BEER و نرخ ارز مؤثر واقعی ترسیم شده است. ملاحظه می‌شود که در بیشتر اوقات نرخ ارز واقعی پایین‌تر از نرخ ارز تعادلی است، به عبارتی نرخ ارز مؤثر واقعی غالباً کم ارزش‌گذاری[1] شده است. مخصوصاً در دهه‌های پنجاه و شصت شکاف این دو نرخ بتدریج گسترده‌تر شده است. کلارک و مکدونالد (۱۹۹۸) این موضوع را انحراف نرخ ارز واقعی از نرخ ارز تعادلی نامیده‌اند. لازم به ذکر است که این امر منتج به افزایش واردات و کاهش صادرات می‌شود. مضاف بر آن، BEER دارای نوسان بیشتری مخصوصاً در دهه‌های ابتدایی دوره است. در اوایل دهه هفتاد برای اولین بار، نرخ ارز واقعی بیشتر از نرخ ارز تعادلی شده است و در نیمه دوم دهه ۱۳۸۰ شکاف بین دو نرخ از بین رفته و حتی در اواخر دهه بر هم منطبق شده است. مجدداً در اویل دهه ۱۳۸۰ ، نرخ ارز واقعی از نرخ ارز تعادلی پیشی گرفته و در اواخر دهه تفاوت آن‌ها به حداقل رسیده است. در مجموع می‌توان نتیجه گرفت از سال ۱۳۷۰ نرخ ارز تعادلی و نرخ ارز مؤثر واقعی به هم نزدیکتر شده و شکاف بین آن‌ها به حداقل رسیده است.

[1]. Undervaluation



نمودار (۱): مقایسه روند نرخ ارز تعادلی و نرخ ارز مؤثر واقعی

۶- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

برآورد نرخ ارز واقعی تعادلی و حرکت آن طی زمان هم برای سیاست‌گذاران اقتصادی و هم برای بازیگران اصلی بازار حائز اهمیت است. نرخ ارز واقعی معمولاً به عنوان شاخص کلیدی رقابت‌پذیری خارجی مطرح می‌شود. بنابراین، اضافه ارزش‌گذاری نرخ ارز واقعی به عنوان از دست دادن رقابت‌پذیری تلقی می‌شود. انحراف نرخ ارز واقعی از مسیر تعادلی آن می‌تواند بسیار پر هزینه باشد. در واقع هر یک از سیاست‌های اضافه ارزش‌گذاری یا کم ارزش‌گذاری تبعات منفی را به دنبال خواهد داشت.

در این مقاله، رابطه تعادلی نرخ ارز واقعی بر حسب دلار با استفاده از رویکرد BEER طی سال‌های ۹۱-۱۳۳۸ بر حسب بنیان‌های اصلی آن شامل: خالص دارایی‌های خارجی، باز بودن تجاری، رابطه مبادله و بهره‌وری با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی جوهانسن مورد بررسی قرار گرفت. نتایج برآورد متناظر با الگوی نظری و همسو با مطالعات پیشین از جمله مطالعه کلارک و مکدونالد (۱۹۹۸) است. ضریب تصحیح خطا به میزان ۰/۵۱ و معنی‌دار است. مقایسه روند نرخ ارز تعادلی حاصل از برآورد (BEER) و نرخ ارز مؤثر واقعی نشان می‌دهد که از ابتدای دوره تا سال ۱۳۷۰، همواره نرخ ارز واقعی کمتر از نرخ ارز تعادلی بوده است به عبارتی طی این سال‌ها با پدیده کم ارزش‌گذاری نرخ ارز مواجه بوده‌ایم که این امر به کاهش صادرات و افزایش واردات دامن زده است.

منابع و مآخذ

الف) منابع و مآخذ فارسی

۱. ابریشمی، حمید. و رحیمی، آزاده (۱۳۸۳). "بررسی عوامل کوتاه مدت و بلندمدت تعیین کننده نرخ واقعی ارز در چارچوب سه کالایی: مورد مطالعه ایران". پژوهشنامه بازرگانی **۳۰**: ۱-۳۶.

۲. ابریشمی، حمید. و مهرآرا، محسن (۱۳۸۳). "انحراف نرخ ارز حقیقی تعادلی و سیاست‌های تجاری در اقتصاد ایران". پژوهشنامه بازرگانی **۳۳**: ۵۴-۱.

۳. ایزدی، حمیدرضا. و ایزدی، مریم (۱۳۷۹). "اثرات تغییرات نرخ ارز بر ارز ش افزوده بخش صنعت با استفاده از مدل کوتانی". مجله تحقیقات اقتصادی **٤٤** (۱): ۵۹-۲۵.

۴. درگاهی، حسن. و گچلو، جعفر (۱۳۸۰). "بررسی رفتار کوتاه مدت و بلند مدت نرخ حقیقی ارز در اقتصاد ایران". پژوهشنامه بازرگانی **٦**(۲۱)، ۶۰-۲۱.

۵. شجری، هوشنگ. و نصراللهی، خدیجه (۱۳۸۱). "نظریه برابری قدرت خرید و ساختار بازار ارز در ایران"، پژوهشهای اقتصادی **۲** (۵ و ۶): ۲۰۸-۱۶۹.

۶. طاهری فرد، احسان (۱۳۷۸). *تأثیر تغییرات درآمدهای نفتی بر نرخ واقعی ارز، مورد ایران*. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.

۷. عزیزی، زهرا. و هادیان، ابراهیم (۱۳۹۱). "برآورد میزان انحراف انحراف‌های نرخ ارز حقیقی از مقادیر تعادلی آن در ایران با استفاده از رگرسیون انتقال ملایم". فصلنامه علمی و پژوهشی برنامه ریزی و بودجه **۱۷** (۱): ۲۷-۷.

۸. قاسملو، خلیل (۱۳۷۷).*بررسی تأثیر انحراف نرخ واقعی ارز از سطح تعادلی بر متغیرهای کلان اقتصادی*. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

۹. کازرونی، علیرضا و همکاران (۱۳۸۹). "اثر باز بودن اقتصاد بر بی ثباتی نرخ واقعی ارز". پژوهشنامه بازرگانی **۱۵**(۵۷): ۸۵-۶۵.

۱۰. مهر آرا، محسن (۱۳۸۴). "نرخ ارز حقیقی تعادلی و عوامل تعیین کننده آن در اقتصاد ایران". مجله تحقیقات اقتصادی **٤٠** (۳):۱۱۷-۱۵۸.

۱۱. نادری، مرتضی. و لاشجردی، مرتضی (۱۳۷۳).*تجزیه و تحلیل نامیزانی نرخ واقعی ارز در ایران*. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران.

۱۲. نصراللهی، خدیجه. و طیبی، سید کمیل (۱۳۸۳). "برآورد انحراف از مسیر تعادلی بلند مدت نرخ واقعی ارز در ایران با استفاده از یک مدل ساختاری". مجله تحقیقات اقتصادی (۶۵):۱۳۹-۱۶۴.

۱۳. نصراللهی، خدیجه. و نصراللهی، زهرا (۱۳۸۳)."رابطه مبادله، نرخ واقعی داخلی ارز وارداتی و صادراتی و نرخ واقعی داخلی ارز در ایران". فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (۱۳):۶۷-۹۴.

۱۴. نصراللهی، خدیجه. و همکاران (۱۳۹۲). "تعیین نرخ تعادلی ارز و تأثیر انحرافات آن از نرخ واقعی بر بخش های چهارگانه اقتصاد ایران". مجله اقتصادی **۱۳**(۹ و ۱۰):۵-۲۲.

ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Balassa, Bela (1964). "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal". Journal of Political Economy **72** (6): 584-596.
2. Barrell, R. and S. Wren-Lewis (1989). "Fundamental Equilibrium Exchange Rates for G7". Centre for Economic Policy Research no. 323.
3. Bénassy-Quéré et al (2008). "How Robust are Estimated Equilibrium Exchange Rates? A Panel BEER Approach". CEPII, Working Paper N 2008 – 01.
4. Berger T. and Bernd Kempa (2010). "A new approach to estimating equilibrium exchange rates for small open economies: The case of Canada", University of Muenster, 2009.
5. Carlotti J. E. and Dupuy, Ph. (2010), "Renewed estimation of a single equation for the Chinese Renminbi", Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=2170286 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2170286.
6. Cheung, Yin-Wong, Menzie Ch. and A. G.a Pascual (2005), "Empirical Exchange Rate Models of the Nineties: Are Any Fit to Survive?" Journal of International Money and Finance 24.
7. Church, K.B. (1992). 'Properties of the fundamental equilibrium exchange rate in models of the UK economy, National Institute Economic Review, 141, 62-70.
8. Clark B. and R. Macdonald (1998). "Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERS and FEERS", IMF Working Paper, WP/98/68.
9. Costa Sónia (1998). "Determination of the equilibrium real exchange rate for the Portuguese economy using the FEER", Banco de Portugal, Economic bulletin.
10. Cui, Yuming (2013). "How is the RMB Exchange Rate Misaligned? A Recent Application of Behavioral Equilibrium Exchange Rate (BEER) to China", Journal of East Asian Economic Integration Vol.17 No.3, September 2013.
11. De Grauwe, P. (1994). "Exchange Rates In Search of Fundamental Variables", Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper No. 1073.

12. De Grauwe, P. R. Dieci and Marianna Grimaldi(2005), "Fundamental and Non-Fundamental Equilibrium in the Foreign Exchange Market", A Behavioral Finance Framework," CESIfo Working Paper No.1431.
13. Debowicz Dario and Wajiha Saeed (2014). "Exchange Rate Misalignment in Pakistan and its General Equilibrium Distributional Implications", International Food Research Institute.
14. Devarajan, S. (1999). "Estimates of Real Exchange Rate Misalignment with a Simple General – Equilibrium Model",www.Worldbank.org/htmlextph/exchrate/exchrate.htm.
15. Dornbusch, Rudiger (1976). "Expectations and Exchange Rate Dynamics," Journal of Political Economy, 84.
16. Driver R. and P. Westaway (2003). "Concepts of Equilibrium Exchange Rates in Capital Flows and Policy", Bank of England, Working Paper no. 248.
17. Driver, R and S Wren-Lewis (1999). "FEERs: A Sensitivity Analysis, in Equilibrium Exchange Rates", ed(s) MacDonald, R and Stein, J, Kluwer.
18. Edwards S. (1989). "Exchange Rate Misalignment in Developing Countries", Occasional Paper Number 2, World Bank.
19. Égert Balázs and A. Lahrèche-Révil (2003). "Estimating the Fundamental Equilibrium Exchange Rate of Central and Eastern European Countries", The EMU Enlargement Perspective, No – 05.
20. Égert Balázs (2002). "Equilibrium Real Exchange Rates in Central Europe's Transition Economies: Knocking on Heaven's Door", William Davidson Working Paper Number 480, University of Paris X – Nanterre.
21. Elbadawi, I.A. and Soto R. (1994). "Capital Flows and long – term Equilibrium Real Exchange Rates in Chile", World Bank Policy Research Working Paper, No.1306.
22. Engel C. and K. West (2004). "Exchange rates and fundamentals", NBER Working Paper 10723, August.
23. Evans, M., and R. Lyons (2004). "A New Micro Model of Exchange Rate Dynamics", NBER Working Paper 10379.
24. Faruqee H. (1995). "Long – Run Determinants of Real Exchange Rate: A Stock- Flow Perspectives", IMF Staff Papers, Vol.12:1.
25. Frait J. and L. Komarek and M. Melecký (2001). "The Real Exchange Rate Misalignment in the Five Central European Countries", WARWICK ECONOMIC RESEARCH PAPERS, No 739.
26. Groen, Jan J.J. (2000). "The Monetary Exchange Rate Model as a Long–Run Phenomenon," Journal of International Economics 52.

27. Haque, N.U. & Montiel, P.J. (1999). "Long –Run Real Exchange Rate Changes in Developing Countries: Simulations from an Econometric Model.
28. Iimi Atsushi (2006). "Exchange Rate Misalignment: An Application of the Behavioral Equilibrium Exchange Rate (BEER) to Botswana", IMF Working Paper, WP/06/140.
29. Kramer, Charles (1996). "FEERs and Uncertainty: Confidence Intervals for the Fundamental Equilibrium Exchange Rate of the Canadian Dollar", IMF Working Paper No. 96/68.
30. Lim G. C. (2000). "Misalignment and Managed Exchange Rates: An application to the Thai Baht", IMF Working Paper, WP/00/63.
31. MacDonald and Vieira (2010). "A panel data investigation of real exchange rate misalignment and growth", CESifo Working Paper Series No. 3061. Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=1618198.
32. MacDonald Ronald and Preethike Dias (2007). ''Behavioural equilibrium exchange rate estimates and implied exchange rate adjustments for ten countries", University of Glasgow and Peterson Institute of International Economics.
33. MacDonald, R. (1995). "Long-Run Exchange Rate Modeling: A Survey of the Recent Evidence"; International Monetary Fund, WP/95/14, January.
34. Macdonald, R. (2000). "Concepts to Calculate Equilibrium Exchange Rates: An Overview," Discussion Paper 3/00 Economic Research Group of The Deutsche Bundesbank.
35. Macdonald, R. (2001). " Modeling the long-run real effective exchange rate of the New Zealand Dollar", Discussion Paper Series, Reserve Bank of News land, DP2002/02.
36. Meese, R. and K. Rogoff (1983). "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?" Journal of International Economics 14: 3-24.
37. Megumi Kubota (2009). "Assessing Real Exchange Rate Misalignments", The World Bank, Policy Research Working Paper, WPS5925.
38. Montiel, P. & Hinkle, L.E. (1999). "Exchange Rate Misalingment: Concepts and Measurement for Developing Countries", Oxford University Press.
39. Musyoki, D. et al (2012)." Real Exchange Rate Equilibruim and Misalignment in KENYA", Journal of Business Studies Quarterly, Vol. 3, No. 4, pp. 24-42.
40. Obstfeld, Maurice, and Kenneth Rogoff (2000). "New Directions for Stochastic Open Economy Models," Journal of International Economics 50.

41. Pattichis C. et al (2005). ” Economic fundamentals and the behavior of the real effective exchange rate of the Cyprus pound”.
42. Pesaran, M.H., Shin, Y. (1999). “An Autoregressive Distributed-Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis. In Econometrics and Economic Theory in the 20th Century”, The Ragnar Frisch Centennial Symposium (S. Strom, ed.), 371-413. Cambridge University Press, Cambridge.
43. Rogoff K. (2002). “Dornbusch’s Overshooting Model after twenty-five years,” IMF Working Papers, 02/39, International Monetary Fund.
44. Saadaoui, J. et al (2013). ” On the Determinants of Exchange Rate Misalignments”, halshs-00829460, version 3.
45. Saayman and Matthee (2008). “A panel data approach to the behavioral equilibrium exchange rate of the Zar”, North-West University.
46. Šmídková K. et al (2002). “Estimates of Fundamental Real Exchange Rates for the Five EU Pre-Accession Countries”, Czech National Bank, Working Paper Series.
47. Taylor M. P. (1995). "The Economics of Exchange Rates", University of Liverpool, Journal of Economic Literature, Vol. XXXIII.
48. Williamson, John (1994). "Estimating Equilibrium Exchange Rates", Washington D.C.: Institute of International Economics.
49. Wren-Lewis S. (2004). "A model of Equilibrium Exchange Rates for the New Zealand and Australian dollars”, JEL classification: E17, E61, F31, Discussion Paper Series.

بررسی عوامل مؤثر برمیزان درآمدهای مالیاتی در ایران

مصطفی شمس‌الدینی[۱]
جواد شهرکی[۲]

چکیده

این مطالعه در پی بررسی عوامل موثر بر میزان درآمدهای مالیاتی در ایران است. از مباحث مطرح در این پژوهش محاسبه کشش درآمدی اجزای اصلی مالیات‌ها نسبت به پایه آن و اصلاح نظام مالیاتی و نحوه تأثیر آن بر اجزای مالیات و افزایش درآمدهای مالیاتی است. با بررسی این عوامل و تحلیل چالش‌های پیش رو، می‌توان واقع بینانه‌تر اهداف را مشخص نمود و برای نیل به آن اهداف سیاست‌گذاری‌های مالیاتی مناسب‌تر، بر اساس شرایط ایران پرداخت. در این پژوهش به دلیل وجود معادلات مختلف و به ظاهر نامرتبط با اجزای اصلی مالیات‌ها، از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SURE) و روش معادلات همزمان 3SLS استفاده شده است. همچنین با استفاده از داده‌های آماری مربوط به درآمدهای مالیاتی در ایران برای دوره زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۱ به‌صورت سالانه، تخمین‌زده شده و تحلیل‌های لازم بر اساس مدل HTSTD صورت گرفته‌است. نتایج نشان می‌دهد اجزای اصلی مالیات‌های مستقیم (مالیات بر سودشرکت‌ها، مالیات بر درآمد اشخاص حقیقی و سایر مالیات‌های مستقیم) و مالیات بر مصرف و فروش نسبت به پایه‌اش دارای کشش درآمدی کم‌تر از یک بوده و فقط مالیات بر واردات کشش بیش‌تر از یک دارد. نکته بسیار قوی در تخمین‌ها وارد کردن متغیرهای تغییر در ساختار مالیاتی در مدل است. نتایج نشان می‌دهد که تغییر ساختار مالیاتی در بخش مالیات بر واردات کم‌ترین اثر را بر افزایش درآمدهای مالیاتی داشته و تغییر ساختار مالیاتی در بخش‌های سایر مالیات‌های مستقیم و مالیات بر مصرف و فروش به ترتیب بیشترین اثر را در افزایش درآمدهای مالیاتی دارد.

واژگان کلیدی: عوامل مؤثر بر درآمدهای مالیاتی، تغییر ساختار مالیاتی، رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SURE)، معادلات همزمان 3SLS، شکست‌های ساختاری.

Keywords: Factors Affecting on Tax Revenues, Changes in Tax Structure, SURE & 3SLS, Structural Breaks.
JEL Classification: H20, H71, E62.

---

[۱]. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان (نویسنده مسئول)
msi.shine@yahoo.com
[۲]. دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان

۱- مقدمه

مالیات‌ها، به دلیل تأثیر بر فعالیت‌های اقتصادی، به عنوان یکی از مهم‌ترین ابزارهای سیاست‌گذاری دولت‌ها به شمار می‌روند. با بررسی کوتاهی پیرامون مالیات‌ها، مشخص می‌شود که اکثر پژوهش‌های انجام شده (به خصوص در چند سال اخیر)، معطوف به بحث پیرامون زوایای مختلف سیستم مالیات بر ارزش افزوده است. گاهی نیز پژوهش‌هایی در زمینه اجزای مالیات، نظام مالیاتی، مالیات بر اصناف مشخص و ... مشاهده می‌شود. در زمینه درآمدهای مالیاتی نیز، سمت و سوی این پژوهش‌ها به نحوی است که اغلب از درآمدهای مالیاتی به عنوان متغیر مستقل و گاهی اوقات در وهله‌ی دوم اهمیت یاد می‌شود.

از این رو توجه اندک به موضوع اساسی هر نظام مالیاتی یعنی درآمدهای مالیاتی در ایران به چشم می‌خورد. صرف‌نظر از هر نظام و الگوی مالیاتی، مسئله حیاتی برای سیاست‌گذاران دست‌یابی به حداکثر درآمدهای مالیاتی با حداقل فشار بر افراد جامعه است. از اینرو، در این پژوهش سعی شده تا حد توان و به صورت نسبتاً جامع به درآمدهای مالیاتی و عوامل تأثیرگذار بر آن در اقتصاد ایران پرداخته شود. بایستی اذعان داشت که اغلب سیستم‌ها و الگوهای اقتصادی و مالیاتی در ایران برگرفته از اقتصاد غرب و کشورهای پیشرفته است، که کیفیت فرهنگ، آداب و رسوم و ساختار اجتماعی آن‌ها با ایران بسیار متفاوت است.

این پژوهش با استفاده از داده‌های آماریبانک مرکزی و مرکز آمار، مربوط به درآمدهای مالیاتی در ایران برای دوره زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۱ به‌صورت سالانه و بر اساس مدل HTSTD، به تخمین اثر متغیرهای مختلف بر درآمدهای مالیاتی پرداخته است. همچنین سعی شده است با وارد کردن متغیر ساختار مالیاتی ایران در مدل، به عوامل تأثیرگذارتر و جدیدتری پرداخته شود که عصاره‌ی فرهنگ و ساختار داخلی اقتصاد ایران بوده و تا حد زیادی از نظرها دور مانده است. همچنین در این پژوهش از معادلات همزمان و رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط برای تخمین مدل درآمدهای مالیاتی استفاده شده است.

۲- پیشینه تحقیق

در این قسمت به بررسی اجمالی پژوهش‌هایی که در زمینه درآمدهای مالیاتی و عوامل تأثیرگذار بر آن در ایران انجام گرفته است پرداخته می‌شود. همچنین با توجه به اهمیت متغیر ساختار مالیاتی در این پژوهش، به مطالعاتی که در این زمینه مرتبط و مناسب هستند نیز اشاره شده است.

به جرأت می‌توان گفت یکی از شاخص‌ترین کارهایی که در زمینه عوامل تأثیرگذار بر درآمدهای مالیاتی در دو دهه اخیر انجام گرفته، مقاله‌ی تقی پور و علی‌خان قمی (۱۳۷۸) تحت عنوان «تحلیل عوامل مؤثر بر مالیات و پیش‌بینی آن، مورد مطالعه ایران (۱۳۷۸-۱۳۵۲)» است. در این پژوهش، تأثیر عوامل مؤثر بر مالیات‌هابر اساس یک مدل اقتصاد سنجی بررسی شده است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که با توجه به این‌که مالیات‌ها در ایران پس از نفت، مهم‌ترین منبع درآمدی دولت است، هر چه پیش‌بینی اندازه‌ی آن دقیق‌تر انجام شود، بیشتر می‌تواند به برنامه‌ریزان توسعه اقتصادی، در پیش‌بینی بودجه بخش عمومی کمک کند. بدین روی در این پژوهش، با استفاده از مدل برآورد شده و بر اساس روش‌های پیش‌بینی مالیات که در متون اقتصادی موجود است، درآمدهای مالیاتی برای سال‌های ۷۶ تا ۷۸ پیش‌بینی گردیده است.

خداویری (۱۳۸۰) در مقاله «تحلیل اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر درآمدهای مالیاتی با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی» برای مهم‌ترین متغیرهای کلان مؤثر بر درآمدهای مالیاتی، ابتدا تابع مالیاتی با چهار متغیر توضیحی و یک متغیر مجازی معرفی کرده و با بررسی ایستایی به روش‌های متعدد، درجه جمعی متغیرها از مرتبه اول تعیین و تابع درآمد مالیاتی برآورد و تصریح گردیده است، و مهم‌ترین متغیرها در تابع بلندمدت، تولید ناخالص ملی، خالص ارزش افزوده‌ی نفت، ارزش افزوده گروه نفت و نرخ ارز محاسبه شده است. در این مقاله تحلیل ارتباط بین مدل بلندمدت و کوتاه مدت، بیانگر تصحیح ۵۸ درصدی خطای دوره قبل در دوره جاری بوده و مهم‌ترین متغیر کلان مؤثر بر درآمدهای مالیاتی، ارزش افزوده گروه نفت است که روند آن در مدل کوتاه مدت و بلندمدت مورد تأیید قرار گرفته است.

پور مقیم و همکاران (۱۳۸۴) در مقاله «بررسی عوامل مؤثر بر سطح وصول درآمدهای مالیاتی در سیستم مالیاتی ایران» به بررسی عوامل تأثیرگذار بر میزان وصول درآمدهای مالیاتی از دیدگاه متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته‌اند. با بررسی این عوامل مشخص شدکه عوامل آماری، نهادی اجتماعی و سیاست‌های مالیاتی، نقش مؤثری در وصول درآمدهای مالیاتی ایفا می‌نمایند.

مجتهد و احمدیان (۱۳۸۶) پژوهشی تحت عنوان «اثردرآمدهای مالیاتی دولت بر رفاه اجتماعی ایران» انجام داده‌اند. هدف این مقاله انتخاب نظام مالیاتی مناسب برای اقتصاد ایران بوده است، آزمون مدل کلان‌سنجی استفاده شده برای سه نظام مالیاتی (مالیات بر حقوق و دستمزد، مالیات بر واردات و مالیات بر مصرف) و با توجه به شوک بدهی دولت به سیستم بانکی حاکی از این است که نظام مالیات بر مصرف ثبات بیشتری در متغیرهای هدف شاخص قیمت‌ها، شاخص دستمزدها،

رفاه خانوار و واردات، ایجاد می‌نماید. بر طبق یافته‌های این پژوهش نظام مالیاتی در ایران دارای ویژگی‌های خاصی است که عبارتند از :۱- پایه مالیاتی کوچک و معافیت‌های مالیاتی غیرقابل توجیه و گسترده؛ ۲- نرخ‌های مالیاتی تصاعدی متعدد و بالا در مورد پایه‌های مالیاتی نامناسب؛۳- فقدان مالیات بر مجموع درآمد به عنوان یک‌پایه مالیاتی کلیدی در سیستم مالیاتی؛ ۴- مالیات بر مصرف و فروش محدود به شکل مالیات‌های انتخابی وعد موجود مالیات عمومی برمصرف و فروش؛۵ - سیستم اجرایی توسعه نیافته و غیرکارآمد.

لشکری‌زاده و عزیزی (۱۳۹۰) مقاله‌ی «شناسایی برخی عوامل موثر بر ارتقاء فرهنگ مالیاتی در ایران» را با هدف شناسایی عوامل مؤثر بر فرهنگ مالیاتی انجام داده‌اند. نتایج آزمون فرضیه‌های این مقاله که با استفاده ازکای- دووفریدمن انجام شده است، نشان می‌دهد: ۱- سطح فرهنگ مالیاتی در میان مردم پایین‌تر از حد متوسط است؛ ۲- بی‌اطلاعی مردم از اهمیت پرداخت مالیاتی کی از عوامل باز دارنده فرهنگ مالیاتی است؛۳-ساده‌سازی متون قوانین مالیاتی و منطقی کردن مراحل اخذ مالیات در ارتقاء فرهنگ مالیاتی تأثیردارد؛ ۴-آموزش مردم با قوانین و مقررات مالیاتی، مشکلات مأمور تشخیص را کمک کرده و در ارتقاء فرهنگ مالیاتی موثراست؛ ۵- افزایش عدالت و کارکرد سازمان مالیاتی در ارتقاء فرهنگ مالیاتی تأثیر دارد؛ و ۶- صداقتو احساس مسئولیت مؤدیان یکی از عوامل ارتقاء فرهنگ مالیاتی است.

عبدی و همکاران (۱۳۹۰) در مقاله «ارزیابی روش‌ها پیش‌بینی و ارائه مدل ترکیبی بهینه در خصوص پیش‌بینی درآمدهای مالیاتی» با استفاده از شبکه عصبی مصنوعی و مدل‌های VAR و VECM[1] به پیش‌بینی درآمدهای مالیاتی به تفکیک منابع وصولی پرداخته‌اند.

کریمی پتانلار و همکاران (۱۳۹۱) در مقاله «اثر فساد مالی بر درآمدهای مالیاتی: مطالعه موردی کشورهای منتخب در حال توسعه» به بررسی اثر فساد مالی بر درآمدهای مالیاتی در برخی کشورهای در حال توسعه پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این پژوهش، بیانگر اثر مثبت و معنی‌دار دو شاخص فساد مالی بر نسبت درآمد مالیاتی به تولید ناخالص داخلی (TAX/GDP) است. به عبارت دیگر با افزایش شاخص‌های فساد (کاهش سطح فساد)، نسبت درآمد مالیاتی نیز افزایش می‌یابد. بنابراین به منظور کاهش فساد در کشورهای منتخب باید اصلاحاتی در ساختار مالیاتی در جهت بهبود سیستم مالیاتی این کشورها در نظر گرفته شود.

---

[1]. Vector Error Correction Model

رسولی و فرزین وش (۱۳۹۱) در مقاله «بررسی رابطه بین امنیت اقتصادی و درآمدهای مالیاتی» به بررسی تجربی رابطه بین امنیت اقتصادی و درآمدهای مالیاتی در منتخبی از کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA[1]) که از نظر ساختارهای اقتصادی شباهت‌های نسبی دارند، پرداخته‌اند. بدین منظور از روش داده‌های تابلویی برای برآورد مدل استفاده شده است. با توجه به مدل برآورد شده، آزادی تجاری به عنوان اولین شاخص ثبات و امنیت اقتصادی، تأثیر مثبت و معناداری بر تحقق درآمدهای مالیاتی دارد. متغیر آزادی تجاری، به عنوان دومین شاخص نیز تأثیر مثبت و معناداری بر تحقق درآمدهای مالیاتی دارد.آزادی مالی به عنوان سومین شاخص ثبات و امنیت اقتصادی تأثیر مثبت و معناداری بر تحقق درآمدهای مالیاتی دارد. نکته حائز اهمیت، رابطه منفی بین شاخص حقوق مالکیت و درآمدهای مالیاتی است. همچنین در کشورهای منتخب رشد اقتصادی تأثیر مثبتی بر درآمدهای مالیاتی ندارد. تورم به عنوان یکی از متغیرهای کنترلی وارد شده در مدل، تأثیر مثبت و معنی‌داری از نظر آماری بر تحقق درآمدهای مالیاتی دارد. متغیرهای کنترلی صادرات و واردات به‌صورت درصدی از GDP تأثیر معکوس و معناداری را بر درآمدهای مالیاتی به‌صورت درصدی از GDP دارند. متغیر تشکیل سرمایه در اقتصاد ملی کشورهای مذکور به عنوان متغیر کنترلی تأثیر مثبت و معناداری بر تحقق درآمدهای مالیاتی دارد.

هدف اصلی مطالعه ابریشمی، رحمانی و نصیرالاسلامی (۱۳۹۱) در مقاله «تنوع‌بخشی در درآمدهای مالیاتی دولت در ایران با هدف ثبات درآمدی با استفاده از رویکرد تئوری پرتفوی»، یافتن اثر تنوع‌بخشی درآمدی در درآمدهای مالیاتی دولت بر روی ثبات درآمدی و کاهش ریسک پرتفوی درآمدهای مالیاتی دولت می‌باشد. نتایج به دست آمده حکایت از این امر دارد که پرتفوی مالیاتی دولت هم با استفاده از مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم و هم با استفاده از بندهای اصلی این مالیات‌ها با پرتفوی بهینه متفاوت است.

تقی سلطانی و پورغفاردستجردی (۱۳۹۱) در مقاله «فرآیند جهانی شدن و تاثیر آن بر درآمدهای مالیاتی در ایران» تلاش کرده‌اند با استفاده از یک مدل لگاریتمی، درآمدهای مالیاتی و تاثیر شاخص جهانی شدن به همراه برخی متغیرهای کلان اقتصادی را با استفاده از مدل خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده برای بازه زمانی (۱۳۸۵-۱۳۵۲) مورد بررسی قرار دهند، که نتایج بدست آمده بیان‌گر وجود یک رابطه مثبت است. همچنین نتایج مقاله یک رابطه مثبت بین درآمدهای مالیاتی و خروج سرمایه را نشان می‌دهد.

---

[1]. Middle East and North Africa

شمس‌الدینی و شهرکی (۱۳۹۲) در مطالعه «ارائه الگوی مالیاتی مناسب برای کاهش آلودگی ناشی از استفاده سموم شیمیایی در مناطق کشاورزی» به طراحی الگوی مالیاتی مناسب و تاثیر متغیرهای اقتصادی بر جریان درآمدهای مالیاتی پرداخته‌اند. همچنین تأکید بر روی درآمدهای مالیاتی و ساختار مالیاتی در این مقاله صورت گرفته است. در این مطالعه که بر اساس اصل حداکثر سازی مطلوبیتِ اجزای مدل مالیاتی طراحی شده، به روابط بلندمدت میان متغیرهای اقتصادی، ضریب مالیاتی و درآمدهای مالیاتی به عنوان نتایج اشاره شده است.

۳- مبانی نظری تحقیق و تصریح مدل

برای دستیابی به معادلات مدل در ادامه از روش HTSTD[1] استفاده شده که مورد پیشنهاد سینگر[2] است. او بیان می‌کند که به طور کلی تغییرات در درآمد مالیاتی هر بخش، متأثر از دو عامل است: ۱- تغییر در نظام مالیاتی همان بخش، ۲- تغییرات پایه مالیاتی آن. پایه مالیاتی، به نوبه خود، از طریق: الف- تغییرات در نظام مالیاتی همان بخش (از طریق سازوکارهای قیمت، سرمایه‌گذاری و پس‌انداز)، ب- تغییرات نظام مالیاتی دیگر بخش‌های مالیاتی، ج- تغییرات عوامل دیگری از قبیل محصول ناخالص داخلی تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

از این رو سینگر فرمول زیر را به عنوان فرمول اولیه‌ی تأثیر عوامل ساختاری بر اجزای درآمدهای مالیاتی بیان می‌کند:

$$lnT_{jt} = \alpha_j + \beta_j lnX_{jt} + \gamma_j S_{jt} + U_{jt} \qquad (۱)$$

X_j پایه مالیاتی jامین بخش مالیاتی و T_jدرآمد مالیاتی بخش jام و S_j متغیر جانشین برای تغییرات نظام مالیاتی بخش jاست.

نکته‌ای که در معادله (۱) باید به آن توجه داشت حضور متغیر جانشین برای نظام مالیاتی (S_j) است که شامل تغییرات در نظام اداری مالیاتی، کارایی جمع‌آوری مالیات‌ها، معافیت‌های مالیاتی و نرخ مالیات است و در صورت عدم حضور این متغیر در مدل، همان‌طور که چودری[3] (۱۹۷۵) و زبیر خان[4] (۱۹۷۳) و مانسفیلد[5] (۱۹۷۲) و اهدائی[1] (۱۹۹۰) اشاره می‌کنند، اثرهای خود را به طور ضمنی

---

1. Historical Time Series Tax Data
2. Singer
3. Choudhry (1975)
4. Zubair Khan (1973)
5. Mansfield (1972)

در کشش پایه مالیاتی نشان داده و تخمین کشش را با تورش خواهد کرد. اینک این پرسش مطرح است که Sj چطور مشخص می‌شود و بهترین جانشین برای آن چیست؟

در مطالعات مختلف معیارهای گوناگونی را برای سنجش Sj در نظر گرفته‌اند. به عنوان نمونه زبیر خان (۱۹۷۳) در مطالعه‌ای که برای پاکستان انجام داده، از متغیر مجازی به عنوان جانشین تغییرات در نظام مالیاتی به صورت معادله شماره (۲) استفاده کرده است:

$$logT = a + blogY + d_1D_1 + d_2D_2 + \cdots + d_nD_n \qquad (۲)$$

T = درآمد مالیاتی؛

Y = پایه مالیاتی؛

D_i= متغیرهای مجازی.

ایراد این روش آن‌است که مدل ممکن است دچار مشکل هم‌خطی گردد، زیرا اعتبار این روش و دقیق بودن آن در استفاده از تعداد زیادی متغیر مجازی است که این امر، خود مدل را با هم‌خطی شدید مواجه خواهد ساخت؛ به ویژه در حالتی که نظام مالیاتی تغییرات فراوانی داشته باشد.

چودری (۱۹۷۵) در مطالعه کشش نظام مالیاتی مالزی غربی، از روش ساختن سری‌هایی با نرخ مالیاتی ثابت استفاده کرده است. بدین ترتیب که نرخ‌های مؤثر مالیات برای هر گروه درآمدی در سال پایه محاسبه می‌شود و با به‌کارگیری این نرخ‌ها برای گروه‌های درآمدی متناظر با تمام سال‌ها، سری‌هایی با ساختار نرخ ثابت ایجاد می‌شود. سری‌های زمانی متغیر مذکور با استفاده از رابطه شماره (۳) مشخص می‌شود.

$$T(t) = \sum_{i=1} \theta i(r) Yi(t) \qquad (۳)$$

$Y_i(t)$= پایه مالیات در گروه i در زمان t؛

$T(t)$= کل مالیات به صورت سری با ساختار نرخ ثابت در زمان t؛

r = سال پایه؛

$\theta_i(r) = \frac{Ti(r)}{Yi(r)}$ = متوسط نرخ مؤثر مالیات در گروه i در سال پایه r.

[1]. Ehdaie (1990)

وی پس از این‌که سری‌های مالیات با نرخ ثابت را با استفاده از رابطه (۳) به دست آورد، برای تخمین کشش مالیاتی از معادله زیر استفاده کرده است:

$$logT(t) = a + \lambda logX_{t-1} \qquad (۴)$$

X_{t-1} = پایه مالیاتی سال گذشته.

این روش نیاز به نرخ‌های طبقات مختلف درآمد مالیاتی و همچنین نیاز به اطلاعات دقیقی درباره توزیع پایه‌های طبقات مالیاتی دارد. روش فوق مشابه مفهوم استفاده شده در ساختن شاخص‌های قیمت است که در آن، هزینه یک سبد کالا با قیمت‌های سال پایه محاسبه می‌شود تا اثر افزایش مقدار خنثی شود. این روش فقط تغییرات نظام‌های مالیاتی حاصل از تغییرات نرخ‌های قانونی مالیات را در نظر می‌گیرد، در صورتی که تغییر در نظام‌های مالیاتی می‌تواند از طریق دیگری، مانند تغییر قواعد و مقررات و معافیت‌های مالیاتی نیز اتفاق افتد. حتی در روش ساختار نرخ ثابت فرض شده است تغییراتی که در پایه مالیاتی اتفاق می‌افتد، بی‌تأثیر از تغییر در خود نظام مالیاتی و دیگر نظام‌های مالیاتی بوده است، در حالی که ممکن است تغییر در پایه مالیاتی حاصل از تغییر در نظام مالیاتی آن بخش نسبت به بخش‌های دیگر باشد.

اهدائی (۱۹۹۰) برای رفع این کاستی‌ها از یک مدل اقتصاد سنجی پویا استفاده کرده است. وی برای مشخص کردن نظام مالیاتی هر بخش، از متوسط خالص نرخ مالیاتی مؤثر بهره گرفته است. این مدل به طور ضمنی، اثرهای مستقیم و غیرمستقیم درآمد مالیاتی بخش‌ها که متأثر از تغییرات در نظام مالیاتی است را نشان می‌دهد و یکی از کارآمدترین مدل‌ها برای پیش‌بینی درآمدهای مالیاتی به شمار می‌آید.

اهدائی متوسط نرخ مؤثر مالیاتی S_j را به عنوان نماینده نظام مالیات بخش j ام در نظر گرفت و با وارد کردن آن در مدل، اثر آن‌را به عنوان متغیر برون‌زا بر متغیرهای درون‌زا، شامل پایه‌ها و درآمدهای مالیاتی، مشاهده نمود. بدین معنا که اگر تغییری در نظام مالیات بخش j ام، اعم از قواعد یا تغییر در نرخ‌های مالیاتی و جز این‌ها رخ دهد، نظام مالیات بخش j ام (S_j) تغییر خواهد کرد. اهدائی S_j را به صورت زیر تعریف کرد:

$$S_{jt} = \frac{R_{jt}}{X_{jt}^{*}} \qquad (۵)$$

R_{jt} بیانگر تغییرات درآمد مالیاتی بخش j ام در دوره t ام می‌باشد که از اثر تغییرات پایه مالیاتی خالص گردیده است و صرفاً تغییرات ناشی از تأثیر تغییرات در نظام مالیاتی است.

X_{jt}^{*} بیانگر آن قسمت از پایه مالیاتی بخش j ام است که نرخ رشد تغییرات پایه مالیاتی در درون مدل در طول سال‌های مورد مشاهده از آن خارج شده است.

اما از آن‌جا که آمار برای R_{jt} و X_{jt}^{*} موجود نیست، ناگزیر از تخمین آن استفاده می‌شود. پایه مالیاتی برای بخش j ام (X_{jt}) به دو قسمت تفکیک می‌شود: خالص پایه مالیاتی (X_{jt}^{*}) و قسمت دیگر که ناشی از تغییرات در درون مدل است و با ضریب g_{jt} درصد X_{jt}^{*} رشد می‌کند که در آن g_{jt} تفاضل لگاریتم پایه مالیاتی بخش j ام در زمان t از لگاریتم پایه مالیاتی سال مبدأ است و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$g_{jt} = lnX_{jt} - lnX_0 \qquad (۶)$$

با توجه به تفکیک پایه مالیاتی داریم:

$$\begin{aligned} X_{jt} &= X_{jt}^{*} + g_{jt}.X_{jt}^{*} \\ X_{jt}^{*} &= \frac{X_{jt}}{1+g_{jt}} \end{aligned} \qquad (۷)$$

مشابه تفکیک پایه مالیاتی بخش j، درآمد مالیاتی طبقه j ام (T_{jt}) نیز به دو قسمت تفکیک می‌شود. یکی خالص درآمد مالیاتی و دیگری بخشی از درآمد است که ناشی از تغییرات درونی پایه مالیاتی است که قسمت اخیر با توجه به ضریب X_j در معادله (۷) تعدیل می‌شود.

$$\begin{aligned} T_{jt} &= R_{jt} + R_{jt}.\beta_j g_{jt} \\ R_{jt} &= \frac{T_{jt}}{1+\beta_j g_{jt}} \end{aligned} \qquad (۸)$$

با جایگزینی روابط (۷) و (۸) در رابطه (۵)، داریم:

$$S_{jt} = \frac{\frac{T_{jt}}{1+\beta_j g_{jt}}}{\frac{X_{jt}}{1+g_{jt}}} = \left(\frac{T_{jt}}{X_{jt}}\right).\frac{1+g_{jt}}{1+\beta_j g_{jt}} \qquad (۹)$$

در رابطه (۹) تمام متغیرها، بجز ضریب β_j، مشخص است. اگر β_j مشخص باشد S_j مشخص خواهد شد. بنابراین با قرار دادن رابطه شماره (۵) در معادله (۱)، می‌توانبا استفاده از حداقل مربعات غیر خطی به تخمین β_j ها دست یافت و با مشخص شدن ضریب β_j ها با استفاده از رابطه (۹) می‌توان S_j ها را برآورد کرد.

نکته‌ای که باید به آن توجه کرد، این است که میزان درآمد مالیاتی که توسط ممیزان ارزیابی می‌شود (T^*)، با مقدار درآمد واقعی مالیات گردآوری شده (T) احتمالاً یکی نیست و به دلیل وجود وقفه از قبیل وقفه در نظام مالیاتی، مدت زمانی طول می‌کشد تا درآمد واقعی با درآمد ارزیابی شده توسط ممیز یکی شود. برای تبیین این تفاوت، از مدل‌های با وقفه توزیعی استفاده می‌شود:

$$\Delta lnT_{jt} = \lambda_j (lnT_{jt}{}^{*} - lnT_{j,t-1}) \qquad (۱۰)$$

λ_j = ضریب تعدیل مالیات.

با جایگزینی عبارت (۱۰) در معادله (۱)، داریم:

$$lnT_{jt} = \alpha_j \lambda_j + \beta_j \lambda_j lnX_{jt} + (1 - \lambda_j) lnT_{j,t-1} + \lambda_j \gamma_j S_{jt} + U_{jt} \qquad (۱۱)$$

در این پژوهش برای تخمین متغیر جانشین برای نظام مالیاتی (S_j) از روشی که اهدائی ارائه نموده، استفاده شده است.

در این‌جا پرسش این است که j از چه بخش‌هایی تشکیل شده است. با توجه به ساختار مالیاتی ایران و با توجه به امکان گردآوری آمار مورد نیاز، در اینجا کل مالیات به پنج بخش، به شرح زیر، طبقه‌بندی شده است:

۱- مالیات بر شرکت‌ها (TC)

۲- مالیات بر درآمد، شامل مالیات بر حقوق، دستمزد، مشاغل و مستغلات (TR)

۳- سایر مالیات‌های مستقیم (TO)

۴- مالیات بر مصرف و فروش (TD)

۵- مالیات بر واردات (TM)

با توجه به تقسیم‌بندی فوق در ادامه سعی بر این است که متغیرهای اساسی موثر بر درآمدهای مالیاتی شناسایی شود. به عنوان اولین متغیر، در حساب درآمد ملی تولید ناخالص ملی (GNP) را می‌توان به عنوان جریانی از درآمد یا محصول لحاظ کرد (برانسون، ۱۳۷۴). در مجموع از این رابطه می‌توان، ارتباط مستقیم بین درآمدهای مالیاتی و تولید ناخالص ملی را به دست آورد. در واقع t ضریبی است که تغییرات کل تولید ناخالص ملی و درآمد مالیاتی را نشان می‌دهد.

حال اگر تولید ناخالص ملی از طریق ارزش افزوده به بخش‌های متعدد تقسیم شود، می‌توان تأثیرگذاری هر بخش را بر سطح درآمدهای مالیاتی سنجید. با توجه به ساختار کلی اقتصاد، تمامی بخش‌ها، یا به علت کوچکی و یا به دلیل معافیت‌های مالیاتی در نظر گرفته شده، تأثیر تعیین‌کننده ندارد. از این نظر تولید ناخالص ملی را می‌توان به بخش‌هایی تفکیک کرد که نقش تعیین‌کننده بر سایر متغیرهای کلان دارند.

بدین ترتیب تأثیر متغیر تولید ناخالص ملی به صورت تفکیک شده بر درآمد مالیاتی به دست آمد. از دیگر عوامل مؤثر بر ظرفیت مالیاتی (GNP/کل درآمدهای مالیاتی) از نقطه نظر اقتصادی، تورم و افزایش سطح قیمت‌هاست. پولی کردن کسری بودجه باعث افزایش حجم پول و در نتیجه تورم می‌شود. این نوع تأمین مالی بودجه دولت به طرق مختلف بر درآمدهای مالیاتی تأثیر می‌گذارد. وجود تورم باعث کاهش درآمدهای مالیاتی واقعی می‌گردد؛ به بیان دیگر قدرت خرید آن را در زمان اخذ، نسبت به زمانی که بایستی وصول می‌شد، کاهش می‌دهد.

ویتو تانزی معتقد است در کشورهایی که اهرم‌های مالی از وسعت عمل کمی برخوردار هستند، اثر تورم بر درآمدهای مالیاتی به طور آشکاری منفی است. وی همچنین در مقاله دیگری، اثرِ دیگرِ تورم را بر درآمدهای مالیاتی مربوط به کشورهایی می‌داند که برخی از مالیات‌های غیر مستقیم و عوارض واردات را با نرخ‌های ویژه وضع می‌نمایند و اظهار می‌دارد که به دلیل اینکه این نرخ‌ها هماهنگ با تورم تعدیل نشده‌اند، در زمان افزایش قیمت‌ها، زیآن‌های درآمدی به دولت وارد می‌گردد.

تانزی در مقاله دیگری تحت عنوان «تورم و تأخیر در جمع‌آوری و ارزش واقعی درآمدهای مالیاتی»، به مسئله کشش درآمدی مالیاتی نسبت به تغییرات سطح قیمت‌ها اشاره می‌کند و سه نتیجه زیر را ارائه می‌نماید:

۱- چنان‌چه کشش درآمدهای مالیاتی نسبت به تغییر قیمت برابر یک باشد، هر اندازه تأخیر در جمع‌آوری مالیات بیشتر باشد، کاهش خالص درآمدهای واقعی مالیاتی بیشتر خواهد بود.

۲- با فرض تأخیر زمانی در جمع‌آوری مالیات، هر چقدر نرخ تورم بیشتر باشد، ارزش درآمدهای واقعی مالیاتی کم‌تر خواهد بود.

۳- در فاصله مشخص تأخیر زمانی در جمع‌آوری مالیات هر اندازه کشش درآمدهای مالیاتی نسبت به تغییر قیمت، بیشتر از یک باشد، درآمدهای مالیاتی واقعی سریع‌تر تحقق خواهد یافت.

در کشورهایی که قسمت عمده‌ای از درآمدهای دولت به صورت ارزی و از محل صادرات محصولات صنعتی ملی شده یا مواد معدنی تأمین می‌شود، نرخ ارز علاوه بر قیمت واردات و صادرات مستقیماً بر وضع مالی دولت و بودجه نیز تأثیر می‌گذارد؛ لذا در چنین کشورهایی وقتی دولت با کاهش درآمدهای ارزی مواجه می‌شود، نرخ ارز بر درآمدهای مالیاتی با دو اثر مستقیم و غیر مستقیم تأثیر می‌گذارد (تانزی، ۱۳۷۵).

اثر مستقیم افزایش ارزش واقعی نرخ ارز بر درآمدهای مالیاتی به رابطه بین نرخ ارز و مبنایی بر می‌گردد که بر حسب آن عوارض واردات مورد محاسبه قرار می‌گیرد. عوارض کالاهای وارداتی بر مبنای ارزش آن تعیین می‌شود؛ بنابراین با افزایش نرخ ارز و افزایش قیمت کالاهای وارداتی، واردات کاهش می‌یابد. این فرآیند موجب افت یکی از مهم‌ترین منابع درآمدهای مالیاتی در کشورهای در حال توسعه می‌شود، یعنی برقراری چنین فرآیندی منجر به ضعف مالیات بر واردات می‌گردد (خداویری، ۱۳۸۰).

در این کشورها مالیات بر صادرات نسبت به عوارض واردات، از اهمیت کم‌تری برخوردار است. به طوری که در حدود ۵ درصد کل مالیات تمام کشورهای در حال توسعه و ۸ درصد کل درآمدهای مالیاتی فقیرترین کشورها را در بر می‌گیرد (تانزی، ۱۳۷۵). زیرا مالیات بر صادرات، بر اساس ارزش صادراتی و بر حسب پول رایج داخلی تعیین می‌شود؛ لذا مبنای مالیاتی و در نتیجه درآمد حاصل از آن، به دلیل اثر مستقیم افزایش بهای نرخ ارز کاهش خواهد یافت (عسگری و محمدی، ۱۳۷۷).

بعد دیگر کاهش واردات در اثر افزایش نرخ ارز، به کاهش تولیدات داخلی در کوتاه مدت بر می‌گردد. از آنجا که واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای یک رکن اساسی تولید در کشورهای در حال توسعه را تشکیل می‌دهد، با گران‌تر شدن ارز توان تولیدکنندگان برای خرید ارز کم‌تر شده و در نتیجه با کم‌تر وارد کردن این نهاده‌ها، واکنش نشان می‌دهند. تقاضا برای کالاهای واسطه‌ای کاهش یافته و عرضه کالاهای داخلی کم خواهد شد. علاوه بر این، صادرات کالاهای ساخت داخل که بستگی به کالاهای واسطه‌ای دارند نیز با کاهش مواجه خواهد شد. از

سوی دیگر ایجاد محدودیت در ترکیب کالاهای وارداتی کشور به نفع کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای، تأثیر منفی بر درآمدهای مالیاتی دارد؛ زیرا این کالاها نسبت به سایر کالاهای مصرفی وارداتی از نرخ مالیاتی پایینی برخوردارند. این تحولات بر مالیات‌های مستقیم و غیر مستقیم وصولی دولت، اثرات منفی هر چند خفیف دارد.

از موارد تأثیر غیر مستقیم قیمت بالای نرخ ارز، می‌توانبه افزایش سطح قیمت‌ها و توهمات تورمی اشاره کرد. تبدیل دارایی‌های داخلی به ارز خارجی یا اشیاء قیمتی، خروج سرمایه به صورت ارز و... و در نهایت کاهش ارز در دسترس برای واردات و تولید از جمله موارد فوق است. همچنین افزایش معاملات بازار سیاه و غیر رسمی و کاهش معاملات رسمی، در صورت اعلام نرخ رسمی ارز در سطح پایین‌تر از نرخ تعادلی، از تبعات دیگر نرخ ارز بر درآمدهای مالیاتی است. بنابراین از این موارد می‌توان به ارتباط این متغیر کلان بر درآمدهای مالیاتی پی برد.

متغیر تأثیرگذار دیگر پس‌انداز است. یکی از روش‌های تعیین تأثیر متقابل پس‌اندازها و درآمدهای مالیاتی، استفاده از تحلیل به حداکثر رساندن مطلوبیت فرد در چند دوره زمانی است. در این روش به طور ساده، فرض می‌کنیم یک فرد می‌خواهد کل مطلوبیت به دست آمده در دو دوره زندگی خود را (که در حقیقت می‌توان دوره اول را دوره اشتغال به کار و دوره دوم را دوره بازنشستگی دانست) با توجه به محدودیت‌های مختلفی که با آن مواجه است، بیشتر کند (جعفری صمیمی، ۱۳۸۷).

۴- معرفی عوامل مؤثر بر درآمدهای مالیاتی و متغیرهای مدل

۴-۱- مالیات برشرکت‌ها (TC)

طبق ماده ۱۰۵ قانون مالیات‌های مستقیم، جمع درآمد شرکت‌ها و درآمد ناشی از فعالیت‌های انتفاعی سایر اشخاص حقوقی که از منابع مختلف در ایران یا خارج از ایران تحصیل می‌شود، پس از وضع زیآن‌های حاصل از منابع غیر معاف و کسر معافیت‌های مقرر به استثنای مواردی که طبق مقررات این قانون دارای نرخ جداگآنه ای است، مشمول مالیات به نرخ بیست و پنج درصد خواهند بود.

بر اساس آمار منتشر شده‌ی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، میزان مالیات بر شرکت‌ها در ایران تا سال ۸۲ رشد محسوسی نداشته است. البته قابل ذکر است که طی سال‌های ۷۰ تا ۸۰ مالیات بر شرکت‌ها ۲۰ برابر شده ولی با توجه به تورم بالای آن سال‌ها این میزان خیلی درخور

توجه نیست. تقریباً از سال ۱۳۸۰ به بعد تحول چشم‌گیری در وصول مالیات بر شرکت‌ها رخ داده است، دلیل این امر، تشکیل سازمان امور مالیاتی و اصلاحات ساختاری و تشکیلاتی گسترده‌ای است که در نظام مالیاتی کشور انجام شد. افزایش درآمدهای حاصل از مالیات بر شرکت‌ها تا سال ۱۳۸۸ روند انفجاری و فزاینده‌ای داشته است، ولی در سال ۸۹ و ۹۰ این روند متوقف شده و همان‌طور که کل درآمدهای مالیاتی در این دو سال کاهش داشت، مالیات بر شرکت‌ها نیز با کاهش مواجه شده است.

۴-۲- مالیات بر درآمد (TR)

متغیر مالیات بر درآمد در این پژوهش شامل مالیات حقوق (درآمدی که شخص حقیقی در خدمت شخص دیگر (اعم از حقیقی یا حقوقی) در قبال تسلیم نیروی کار خود بابت اشتغال در ایران بر حسب مدت یا کار انجام یافته به طور نقد یا غیر نقد تحصیل می‌کند)، مشاغل (درآمدی که شخص حقیقی از طریق اشتغال به مشاغلی به‌عناوین دیگر غیر از موارد مذکور در سایر فصل‌های این قانون در ایران تحصیل کند) و مستغلات (درآمد شخص حقیقی یا حقوقی ناشی از واگذاری حقوق خود نسبت به املاک واقع در ایران) است (کردبچه (قسمت دوم)، ۱۳۷۵). همانند مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر درآمد نیز در ایران از اوایل دهه ۸۰ شروع به افزایشی چشم‌گیر و درخور توجه کرده است. دلیل این امر نیز همانند مالیات بر شرکت‌ها، تحولات گسترده نظام مالیاتی در ایران است. نکته جالب اینجاست که با وجود کاهش کل درآمدهای مالیاتی در ایران، مالیات بر درآمد کاهش نیافته و روند تصاعدی خود را حفظ کرده است.

۴-۳- سایرمالیات‌های مستقیم (TO)

متغیر سایرمالیات‌های مستقیم در اینپژوهش به صورت تفاضل کل مالیات‌های مستقیم از مالیات بر شرکت‌ها و مالیات بر درآمد محاسبه شده است:

$$TO = DT - TC - TR \qquad (۱۲)$$

در رابطه‌ی فوقDT جمع کل مالیات‌های مستقیم است. بر اساس آمار بانک مرکزی سایر مالیات‌های مستقیم در ایران بر عکس دو جزء دیگر این مالیات‌ها از روند با ثباتی برخوردار نیستند. درست است که در کل، در طی سال‌های پس از انقلاب این مالیات‌ها رشد زیادی داشته‌اند، ولی روند این افزایش و مشابه بودن این درآمدها تقریباً در دو یا سه سال پیاپی به طور متناوب، شاید

حاکی از عدم محاسبه دقیق این مالیات‌ها یا تأثیر زیاد تورم بر این افزایش بوده است. ولی به طور قطع یکی از دلایلی که توضیح دهنده روند این نوع درآمدهای مالیاتی است، تغییر در نظام مالیاتی بخش سایر مالیات‌های مستقیم است که در ادامه به آن پرداخته خواهد شد.

مالیات بر مصرف و فروش (TD)

مالیات بر مصرف از جمله مالیات‌هایی است که مصرف کنندگان و مردم عادی آن را می‌پردازند اما به طور مستقیم از پرداخت آن آگاه نیستند. مالیات بر مصرف که نوعی مالیات غیرمستقیم است، روی قیمت کالاهای مورد مصرف عمومی کشیده می‌شود و از تولیدکننده کالاها و خدمات مزبور وصول می‌شود. بنابراین مالیات بر مصرف جزئی از قیمت کالا را تشکیل می‌دهد به نحوی که معمولاً مصرف‌کننده نمی‌تواند تشخیص دهد چه مقدار از قیمت کالا بابت مالیاتی است که تولیدکننده یا فروشنده به دولت می‌پردازد. مالیات بر مصرف اغلب به کالاها و خدماتی تعلق می‌گیرد که در مقابل تغییرات قیمت حساسیت کمی دارند و به همین جهت این نوع مالیات یکی از منابع مهم درآمد دولت را تشکیل می‌دهد. کالاها و خدماتی که در اغلب کشورها مشمول مالیات بر مصرف قرار می‌گیرند، عبارتنداز: دخانیات، بنزین، قند و شکر و بعضی دیگر از کالاهای تجملاتی و ضروری، چون اگر این مالیات فقط بر کالاهای ضروری وضع شود، سنگینی آن را طبقات کم‌بضاعت بیشتر احساس می‌کنند(کردبچه (قسمت دوم)، ۱۳۷۵).

مالیات بر فروش به کالاهایی تعلق می‌گیرد که در مرحله خرده‌فروشی به دست مصرف‌کننده می‌رسد. دراین نوع مالیات فروشگاه‌ها موظف هستند که مبلغ مالیات را مجزا از قیمت کالا حساب کرده و در یک رقم جداگانه به نحوی که مصرف‌کننده از مبلغ آن اطلاع حاصل کند، دریافت دارند. غرض از این نوع محاسبه آن است که مصرف‌کننده مالیات را بپردازد (کردبچه (قسمت دوم)، ۱۳۷۵). مالیات بر مصرف و فروش در ایران از ثبات خاصی برخوردار نبوده است. درست است که از سال ۵۷ تا ۹۰ میزان درآمدهای حاصل از این نوع مالیات ۸۰۰ برابر شده است، ولی در سال‌های ۷۹، ۸۰، ۸۱، ۸۳، ۸۵ و ۸۷ این نوع مالیات‌ها رشد منفی داشته‌اند. در سال‌های ۸۹ و ۹۰ که کل درآمدهای مالیاتی ایران پس از سال‌ها افت نشان داده است، این نوع مالیات نیز مانند مالیات بر درآمد و سایرمالیات‌های مستقیم در این دو سال نه تنها کاهش نداشته بلکه با رشد مثبت مواجه بوده‌اند.

۴-۵- مالیات بر واردات (TM)

مالیات بر واردات، یکی از اقلام مهم درآمدهای مالیاتی کشورها را تشکیل می‌دهد. اگرچه سهم این مالیات در درآمدهای کشورهای پیشرفته صنعتی کاهش یافته است، ولی در مورد کشورهای در حال توسعه، این قلم مالیاتی بیشترین سهم را در درآمدهای مالیاتی این کشورها دارد (دی وولف[1]، ۱۹۹۹). همواره سهم عمده‌ای از درآمدهای مالیاتی در ایران مربوط به مالیات بر واردات بوده است. این نوع مالیات از سال ۷۴ تا ۸۹ روند فزاینده داشته است ولی در سال ۹۰ و ۹۱ این نوع مالیات ۲۹ درصد کاهش داشته که نسبتاً زیاد است و بایستی علت این امر را جویا شد؛ در حالی که در سال ۹۰ کل درآمدهای مالیاتی تنها نزدیک به ۲ درصد کاهش داشته است.

۴-۶- تابع پایه مالیات بر شرکت‌ها (XC)

پایه مالیات بر شرکت‌ها به صورت زیر محاسبه شده است (تقی پور و علی‌خان قمی، ۱۳۷۸):

پایه مالیات بر شرکت‌ها = تولید ناخالص داخلی – ارزش افزوده بخش کشاورزی – ارزش افزوده آب و برق و گاز – پایه مالیات بر درآمد

پایه مالیات بر شرکت‌ها تابعی از تولید ناخالص داخلی، تغییرات در نظام مالیات بر شرکت‌ها و تغییرات در نظام مالیاتی سایر بخش‌ها است. تغییر در تولید ناخالص داخلی می‌تواند سرمایه‌گذاری را از طریق ضریب فزاینده تحت تأثیر قرار دهد (طبق نظریه شتاب)، که این به نوبه خود پایه مالیات بر شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بدین معنا که افزایش در تولید ناخالص داخلی منجر به افزایش تقاضای کل که شامل پایه مالیات بر شرکت‌ها نیز می‌شود، خواهد گردید. هر تغییر در نظام مالیات بر درآمد شرکت‌ها، برای مثال کاهش در نظام مالیات بر شرکت‌ها (SC) منجر به افزایش نرخ بازده نهایی سرمایه پس از کسر مالیات می‌شود که این به نوبه خود، موجب افزایش سرمایه‌گذاری در بخش شرکت‌ها می‌شود. ارزش افزوده بخش شرکت‌ها با تغییرات در نظام مالیاتی غیرمستقیم، از طریق ساز و کار قیمت در ارتباط هستند. برای مثال، یک کاهش در تعرفه مالیات مواد خام مورد استفاده در بخش شرکت‌ها، هزینه تولید را کاهش داده و ارزش افزوده در این بخش را افزایش می‌دهد؛ یا یک افزایش در تعرفه واردات کالاهای مصرفی صنعتی، تقاضا برای کالاهای قابل رقابت تولید شده در اقتصاد داخل را افزایش داده و در نتیجه، تولید آن بخش افزایش می‌یابد (اهدائی، ۱۹۹۰).

به طور خلاصه، معادله پایه مالیات بر شرکت‌ها را می‌توان به صورت معادله شماره (۱۳) نوشت:

---

[1]. De Wulf (1999)

$$lnXC_t = \alpha_0 + \alpha_1 lnGDP_t + \alpha_2 SC_t + \alpha_3 (\frac{SM}{SD})_t \ , \ \alpha_1 > 0 \ , \ \alpha_2 < 0 \ , \ \alpha_3 < 0 \qquad (۱۳)$$

SM = تغییر در نظام مالیات بر واردات؛

SD = تغییر در نظام مالیات بر مصرف و فروش.

۴-۷- تابع پایه مالیات بردرآمد (XR)

مالیات بر درآمد شامل مالیات بر حقوق، مشاغل و مستغلات است و پایه آن با توجه به تعریف مالیات بر درآمد در قانون مالیات‌های مستقیم (باب سوم قانون) به صورت زیر برآورد شده است (تقی پور و علی‌خان قمی، ۱۳۷۸):

پایه مالیات بر در آمد (XR) = ارزش افزوده گروه صنایع– ارزش افزوده کارگاه‌های بزرگ صنعتی–ارزش افزوده آب و برق و گاز + پرداختی حقوق و دستمزد + رستوران، هتلداری و...

XR به عنوان پایه مالیات بر درآمد تابعی از تولید ناخالص داخلی (GDP) و تغییرات در نظام مالیات بر درآمد است. چون هر تغییر در تولید ناخالص داخلی، باعث تغییر در تقاضای کل (که شامل تقاضا برای کالاها و خدمات ایجادشده در بخش خدمات و صنعت است) می‌شود. هر تغییر در نظام مالیات بر درآمد (SR) تغییراتی را در حجم بخش خدمات،کارگاه‌های کوچک صنعتی و پرداختی حقوق پدید می‌آورد و از آن‌طریق، تغییراتی در پایه مالیات بر در آمد (XR) به وجودمی‌آید (اهدائی، ۱۹۹۰). با این توضیحات، تابع مالیات بر در آمد به صورت معادله شماره (۱۴) درمی‌آید:

$$lnXR_t = \alpha_0 + \alpha_1 lnGDP_t + \alpha_2 SR_t \ , \quad \alpha_1 > 0 \ , \ \alpha_2 < 0 \qquad (۱۴)$$

۴-۸- تابع پایه مالیات بر مصرف و فروش (XD)

مصرف بخش خصوصی و دولتی منهای مالیات بر مصرف و فروش به منزله پایه مالیات بر مصرف و فروش در نظر گرفته می‌شود. طبق نظر کینز، مصرف کل (به عنوان یک متغیر جانشین برای پایه مالیات بر مصرف و فروش داخلی) با درآمد قابل تصرف (Yd) در ارتباط است. با افزایش درآمد قابل تصرف، مصرف افزایش می‌یابد و در نتیجه، پایه مالیات بر مصرف و فروش افزایش می‌یابد (تقی پور و علی‌خان قمی، ۱۳۷۸).

مصرف‌کنندگان و بنگاه‌ها در مقابل عملکرد نظام مالیاتی مربوط به مالیات‌های غیر مستقیم، از طریق سازوکار قیمت واکنش نشان می‌دهند. برای مثال، افزایش تعرفه کالاهای مصرفی و وارداتی، قیمت محصول وارده را در مقایسه با محصولات قابل رقابت تولید شده در داخل اقتصاد افزایش می‌دهد و عاملان اقتصادی در تلاش برای حداکثر کردن مطلوبیتشان تقاضای محصولات تولید شده قابل رقابت در داخل را افزایش داده و از تقاضای کالاهای وارداتی می‌کاهند. در نتیجه پایه مالیات بر مصرف و فروش افزایش می‌یابد.

تابع مالیات بر مصرف و فروش را می‌توان به صورت معادله شماره (۱۵) نشان داد:

$$lnXD_t = \alpha_0 + \alpha_1 lnYd_t + \alpha_2(\frac{SM}{SD})_t \ , \ \alpha_1 > 0 \ , \ \alpha_2 > 0 \qquad (۱۵)$$

۴-۹- تابع پایه مالیات بر واردات (XM)

ارزش واردات منهای مالیات بر واردات به منزله پایه مالیات بر واردات در نظر گرفته می‌شود. پایه مالیات بر واردات تابعی از تولید ناخالص داخلی، درآمد ارزی (درآمد نفت و گاز) و تغییر در نظام مالیات بر واردات و دیگر مالیات‌هاست. با افزایش تولید ناخالص داخلی واردات افزایش می‌یابد و در نتیجه، انتظار می‌رود که پایه مالیات بر واردات نیز افزایش یابد. با افزایش درآمدهای ارزی انتظار می‌رود که تقاضا برای واردات افزایش یابد. با تغییر در نظام مالیات بر مصرف و فروش (SD)، پایه مالیات بر واردات نیز تحت تأثیر قرار می‌گیرد، بدین صورت که با افزایش نرخ مالیات بر مصرف و فروش، تقاضا برای کالاهای وارداتی قابل رقابت افزایش می‌یابد. در نتیجه پایه مالیات بر واردات افزایش و پایه مالیات بر مصرف و فروش کاهش می‌یابد. از سوی دیگر، بهبود در نظام مالیاتی خودی، اثر منفی بر پایه مالیات بر واردات دارد، چون با افزایش آن، مثلاً افزایش حقوق گمرکی، واردات کم‌تر، و در نتیجه، پایه مالیات بر واردات کاهش می‌یابد (اهدائی، ۱۹۹۰). به طور خلاصه، معادله پایه مالیات بر واردات را می‌توان به صورت معادله شماره (۱۶) نوشت:

$$lnXM_t = \alpha_0 + \alpha_1 lnGDP_t + \alpha_2(\frac{SM}{SD})_t + \alpha_3 lnOILR_t \ , \ \alpha_1 > 0 \ , \ \alpha_2 < 0 \ , \ \alpha_3 > 0 \qquad (۱۶)$$

۴-۱۰- تولید ناخالص داخلی به قیمت بازار

کل ارزش ریالی محصولات نهایی تولیدشده توسط واحدهای اقتصادی مقیم کشور در دوره زمانی معین (سالانه یا فصلی) را تولید ناخالص داخلی می‌نامند (رحمانی، ۱۳۸۸). در میان

شاخص‌های اقتصاد کلان، تولید ناخالص داخلی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار بوده و به‌عنوان مهم‌ترین شاخص عملکرد اقتصادی در تجزیه و تحلیل‌ها و ارزیابی‌ها مورد استفاده قرارمی‌گیرد.

۴-۱۱- درآمد ارزی حاصل از فروش نفت و گاز

در دهه ۱۳۵۰ با افزایش قیمت نفت در بازارهای جهانی، درآمد نفتی ایران نیز به طرز بی‌سابقه‌ای افزایش یافت. در پی وقوع انقلاب ۱۳۵۷ و جنگ ایران و عراق، زیرساخت‌های نفت ایران دچار آسیب‌های بسیاری شد که کاهش تولید و صادرات را در پی داشت. همزمان با آغاز دهه ۱۳۷۰ و برطرف شدن عمده مشکلات به وجود آمده، درآمدهای حاصل از فروش نفت رو به افزایش گذاشت. سال ۱۳۷۲ سالی بود که سهم درآمدهای نفتی در بودجه سالانه به اوج خود در بعد از انقلاب رسید. اما در پی کاهش بهای جهانی نفت در سال‌های آتی این دهه بود که فروش نفت ایران منفعت گذشته را به همراه نداشت. در دهه ۱۳۸۰ نیز وابستگی دولت‌ها به درآمدهای نفتی بیش از گذشته ادامه یافت. همواره کشورهایی که از درآمدهای نفتی بالایی برخور دارند در خود نیازی به اتکا بر درآمدهای مالیاتی نمی‌بینند و سعی در ساماندهی جامع نظام مالیاتی نمی‌کنند. در ایران نیز درآمدهای نفتی می‌تواند تأثیر منفی در تلاش دولت‌ها برای اخذ مالیات داشته باشد، از این‌رو در این پژوهش سعی بر این است تا با در نظر گرفتن این متغیر در مدل، تأثیر آن بر درآمدهای مالیاتی سنجیده شود.

۴-۱۲- درآمد قابل تصرف

درآمد قابل تصرف با اضافه کردن تمام انتقالات جاری دریافتنی (بجز انتقالات اجتماعی غیر نقدی) و کسر کردن تمام انتقالات جاری پرداختنی (بجز انتقالات اجتماعی غیر نقدی) به درآمد اولیه یک واحد یا بخش نهادی بدست می‌آید. درآمد قابل تصرف، قلم تراز کننده حساب توزیع ثانویه درآمد است. قابل ذکر است حساب توزیع ثانویه درآمد، حسابی است که در آن نحوه تبدیل تراز درآمدهای اولیه به درآمد قابل تصرف هر بخش یا واحد نهادی از طریق دریافت و پرداخت انتقالات جاری (بجز انتقالات اجتماعی غیر نقدی) منعکس می‌شود (مفاهیم اساسی حساب‌های اقتصادی، ۱۳۸۶).

۴-۱۳- نرخ برابریبک دلار آمریکا در برابر ریال، در بازار موازی ارز (EXR)

با توجه به مباحث تئوریک درآمدهای مالیاتی، نرخ ارز به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر بعضی از اجزای درآمدهای مالیاتی مطرح شده است. همان‌گونه که اشاره شد واردات و صادرات و تولید در بخش‌های خاص، نیازمند ورود کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای است. بنابراین این متغیر، می‌تواند به عنوان یک متغیر مستقل وارد شود.

۴-۱۴-نرخ تورم (P)

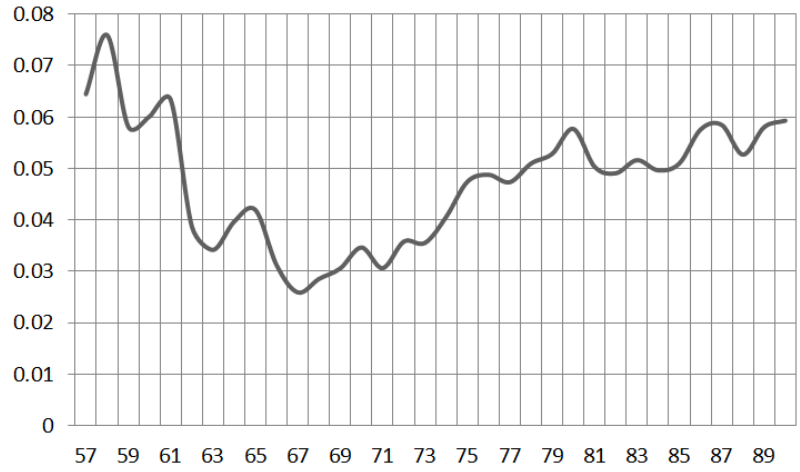
در شرایط تورمی، درآمدهای رسمی مالیاتی متأثر از تورم رشد می‌یابد. این متغیر، مستقل از شاخص بهای کالاهای مصرفی شهری محاسبه خواهد شد.

۴-۱۵-نرخ بهره (R)

نرخ بهره عبارت است از نرخی که بابت جلوگیری از کاهش ارزش پول پرداختی در امروز و دریافتی در آینده (به دلیل نرخ تورم) از وام‌گیرنده دریافت می‌شود. همچنین در شرایط متعارف بازار، به منظور جبران فرصت‌های سرمایه‌گذاری وام‌دهنده، ممکن است مبلغی به عنوان حداقل سود مورد انتظار وام‌دهنده به این نرخ اضافه گردد. اما فیشر نرخ بهره را این‌طور تعریف می‌کند: نرخ بهره درصد پاداش پرداختی بر روی پول، بر حسب پول در تاریخ معین که معمولاً یک سال بعد از تاریخ معین است، می‌باشد.

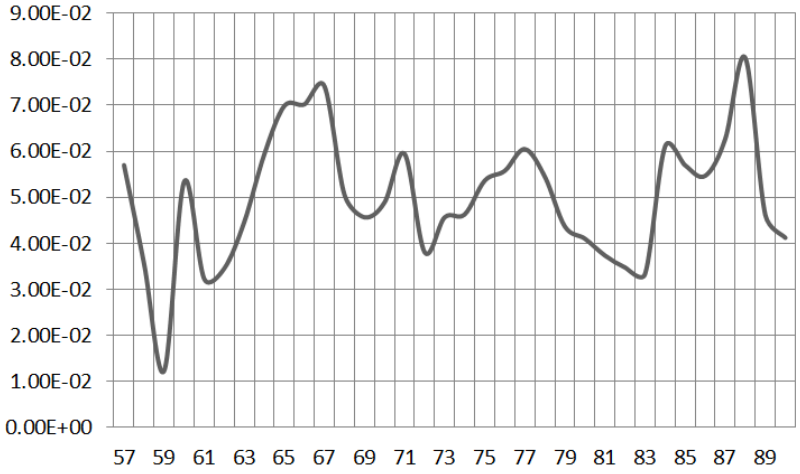
۴-۱۶-متغیرهای تغییر در نظام مالیاتی

همان طور که در قسمت مبانی نظری مدل ذکر شد، در این پژوهش برای تخمین متغیر جانشین برای نظام مالیاتی از روشی که اهدائی ارائه نموده استفاده شده است. در نمودارهای زیر این متغیرها برای تغییر در نظام مالیاتی بخش مالیات بر درآمد، شرکت‌ها، سایر مالیات‌های مستقیم، مصرف و فروش و واردات گزارش شده است.



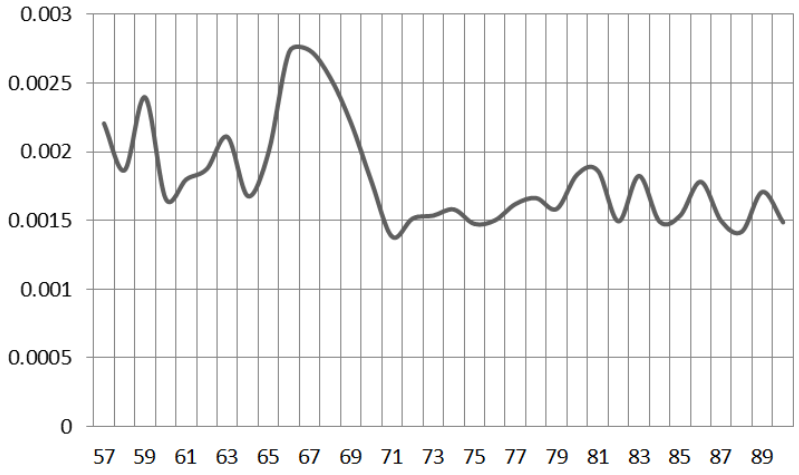
نمودار(۱): متغیر تغییر در نظام مالیاتی بخش مالیات بر درآمد

منبع: محاسبات پژوهش



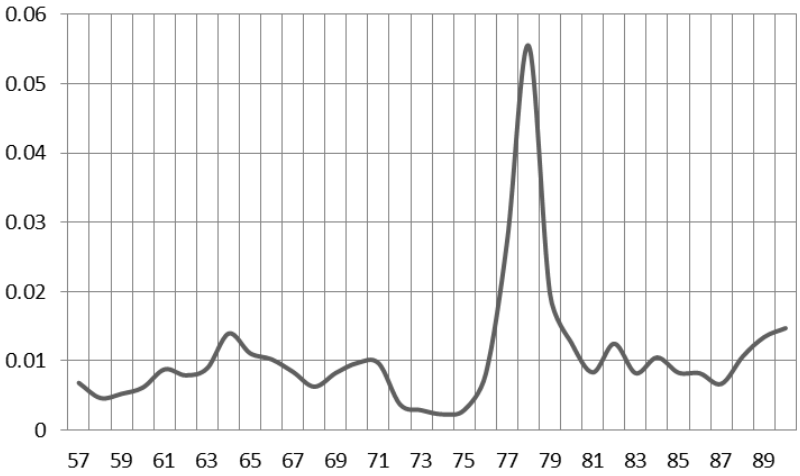
نمودار (۲): متغیر تغییر در نظام مالیاتی بخش مالیات بر شرکت‌ها

منبع: محاسبات پژوهش



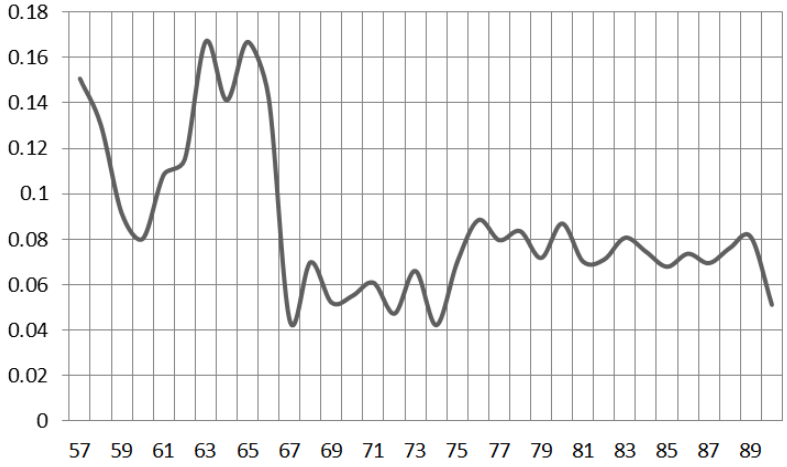
نمودار (۳): متغیر تغییر در نظام مالیاتی بخش سایر مالیات‌های مستقیم

منبع: محاسبات پژوهش



نمودار (۴): متغیر تغییر در نظام مالیاتی بخش مالیات بر مصرف و فروش

منبع: محاسبات پژوهش



نمودار (۵): متغیر تغییر در نظام مالیاتی بخش مالیات بر واردات

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به تقسیم‌بندی اجزای مالیات‌ها و معادلات ارائه شده در بالا می‌توان معادلات مدل را به صورت جدول زیر ارائه کرد:

جدول (۱): معادله‌های رفتاری مدل

معادله‌های رفتاری
$lnTC_t = \alpha_{0c} + \alpha_{1c}.lnXC_{t-1} + \alpha_{2c}.lnTC_{t-1} + \alpha_{3c}.SC_t$
$lnTR_t = \alpha_{0r} + \alpha_{1r}.lnXR_t + \alpha_{2r}.lnTR_{t-1} + \alpha_{3r}.SR_t$
$lnTO_t = \alpha_{0o} + \alpha_{1o}.lnGDP_t + \alpha_{2o}lnTO_{t-1} + \alpha_{30}.SO_t$
$lnTD_t = \alpha_{0d} + \alpha_{1d}.lnXD_t + \alpha_{2d}.lnTD_{t-1} + \alpha_{3d}.SD_t$
$lnTM_t = \alpha_{0m} + \alpha_{1m}.lnXM_t + \alpha_{2m}.lnTM_{t-1} + \alpha_{3m}.SM_t$

حال اگر بخواهیم معادلات فوق را با توجه به متغیرهای مذکور و عوامل تأثیرگذار بر درآمدهای مالیاتی در ایران به روز رسانی کنیم می‌توان این معادلات را به صورت زیر معرفی نمود:

جدول (۲): معادله‌های رفتاری مدلروزآمد شده

معادله‌های رفتاری
$lnTC_t = \alpha_{0c} + \alpha_{1c}.lnXC_{t-1} + \alpha_{2c}.lnTC_{t-1} + \alpha_{3c}.lnP + \alpha_{4c}.lnR + \alpha_{5c}.lnEXR + \alpha_{6c}.SC_t$
$lnTR_t = \alpha_{0r} + \alpha_{1r}.lnXR_t + \alpha_{2r}.lnTR_{t-1} + \alpha_{3r}.lnP + \alpha_{4r}.lnR + \alpha_{5r}.lnS + \alpha_{6r}.SR_t$
$lnTO_t = \alpha_{0o} + \alpha_{1o}.lnGDP_t + \alpha_{2o}lnTO_{t-1} + \alpha_{3o}.lnP + \alpha_{4o}.lnR + \alpha_{5o}.SO_t$
$lnTD_t = \alpha_{0d} + \alpha_{1d}.lnXD_t + \alpha_{2d}.lnTD_{t-1} + \alpha_{3d}.lnP + \alpha_{4d}.lnEXR + \alpha_{5d}.lnR + \alpha_{6d}.lnS + \alpha_{7d}.SD_t$
$lnTM_t = \alpha_{0m} + \alpha_{1m}.lnXM_t + \alpha_{2m}.lnTM_{t-1} + \alpha_{3m}.lnP + \alpha_{4m}.lnEXR + \alpha_{5m}.lnR + \alpha_{6m}.SM_t$

۵- برآورد مدل و تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این قسمت به برآورد مدل پرداخته می‌شود؛ در ابتدا برای جلوگیری از ایجاد رگرسیون کاذب، مانایی و نامانایی متغیرها بررسی شده و در ادامه آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون یوسیلیوس با استفاده از نرم افزار میکروفیت[1] انجام گرفته است. روش اولیه برآورد مدل در این پژوهش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط[2] (SURE) بوده که برای درستی انجام این روش، آزمون بریوش- پاگان[3] (آماره LM[4]) انجام شده است. برای بررسی شکست‌های ساختاری در معادلات مدل نیز از آزمون‌های زیووت- اندرس[5] و گرگوری- هنسن[6] استفاده شده است. همچنین از روش برآورد 3SLS نیز برای تخمین معادلات مدل استفاده شده است. در پایان نیز نتایج برآورد و تجزیه و تحلیل مدل ارائه گردیده است.

۵-۱- بررسی مانایی متغیرهای مدل

آزمون مانایی عمدتاً به منظور جلوگیری از رگرسیون‌های کاذب انجام می‌گیرد. برای جلوگیری از رگرسیون کاذب بایستی متغیرها مانا باشند، در غیر این صورت بایستی از تفاضل متغیرها که معمولاً مانا هستند، استفاده نمود. در جدول زیر نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته برای بررسی مانایی متغیرهای مدل به صورت خلاصه ارائه شده است.

جدول (۳): بررسی آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته برای مانایی متغیرها در سطح ۵٪

متغیر	مانا در
لگاریتم مالیات بر درآمد ($lnTR_t$)؛ لگاریتم سایر مالیات‌های مستقیم ($lnTO_t$)؛لگاریتم مالیات بر مصرف و فروش ($lnTD_t$)؛لگاریتم مالیات بر واردات ($lnTM_t$)؛ لگاریتم پایه مالیات بر درآمد ($lnXR_t$)؛لگاریتم پایه مالیات بر شرکت‌ها ($lnXC_{t-1}$)؛لگاریتم پایه مالیات بر مصرف و فروش($lnXD_t$)؛لگاریتم پایه مالیات بر واردات ($lnXM_t$)؛ لگاریتم تولید ناخالص داخلی ($lnGDP_t$)؛ لگاریتم نرخ تورم (lnP)؛ لگاریتم نرخ بهره (lnR)؛ لگاریتم نرخ ارز ($lnEXR$)؛تغییر نظام مالیاتی درآمد (SR_t)؛ تغییر نظام مالیاتی سایر مالیات‌های مستقیم (SO_t)؛ تغییر نظام مالیاتی واردات (SM_t)	I(1)
لگاریتم مالیات بر شرکت‌ها ($lnTC_t$)؛ لگاریتم پس‌انداز (lnS)؛ تغییر نظام مالیاتی شرکت‌ها (SC_t)؛تغییر نظام مالیاتی مصرف و فروش (SD_t)	I(0)

منبع: محاسبات پژوهش

[1]. Microfit
[2]. Seemingly Unrelated Regressions Method
[3]. Breush & Pagan (1980)
[4]. Lagrange Multiplier
[5]. Zivot- Andrews
[6]. Gregory-Hansen

به دلیل اینکه برخی از متغیرهای تحقیق دارای ریشه واحد هستند، لازم است هم‌انباشتگی متغیرهای تحقیق مورد بررسی قرار گیرد. حال به انجام آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن- یوسیلیوس پرداخته می‌شود. چون ممکن است در تحلیل سری‌های زمانی چند متغیره، بیش از یک بردار هم‌انباشتگی بلندمدت وجود داشته باشد، در آن صورت، استفاده از روش‌هایی مثل انگل گرنجر که بر پیش فرض وجود یک بردار هم‌انباشتگی استوار است، منجر به عدم کارایی می‌شود. یوهانسون و یوسیلیوس با فرموله کردن روشی برای هم‌انباشتگی برداری که در آن تعیین بردار هم‌انباشتگی از طریق حداکثر راستنمایی صورت می‌گیرد، توانستند نقایص روش انگل گرنجر را حل کنند. در این روش از دو آماره حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی استفاده می‌شود (تشکینی، ۱۳۸۴).

آزمون یوهانسون یوسیلیوس برای تعیین تعداد روابط بلندمدت به وسیله نرم افزار میکروفیت انجام گرفته است. پس از تشخیص تعداد بردارهای هم انباشتگی با استفاده از آزمون‌های مذکور، بردارهای معمولی و نرمال استخراج می‌شوند و معنی‌دار بودن ضرایب مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از برآورد آزمون یوهانسون—یوسیلیوس در جدول زیر ارائه شده است.

جدول (۴): آزمون یوهانسون- یوسیلیوس برای برآورد تعداد بردارهای هم انباشتگی

رتبه (Rank)	حداکثر مقدار ویژه[1]	آکائیک (AIC)[2]	شوارز-بیزین (SBC)[3]	هانان-کوئین (HQC)[4]
r = ۰	۱۲۶/۲۵۷۸	۹۴/۲۵۷۸	۷۰/۳۱۳۷	۸۶/۲۰۱۴
r = ۱	۲۲۷/۶۷۶۶	۱۷۷/۶۷۶۶	۱۴۰/۲۶۳۹	۱۶۵/۰۸۸۳
r = ۲	۲۷۳/۵۰۵۰	۲۰۷/۵۰۵۰	۱۵۸/۱۲۰۲	۱۹۰/۸۸۸۵
r = ۳	۳۱۰/۹۰۷۹	۲۳۰/۹۰۷۹	۱۷۱/۰۴۷۶	۲۱۰/۷۶۶۷
r = ۴	۳۳۸/۹۵۳۶	۲۴۶/۹۵۳۶	۱۷۸/۱۱۴۲	۲۲۳/۷۹۱۲
r = ۵	۳۵۹/۷۱۱۸	۲۵۷/۷۱۱۸	۱۸۱/۳۸۹۹	۲۳۲/۰۳۱۸
r = ۶	۳۷۶/۱۰۸۱	۲۶۶/۱۰۸۱	۱۸۳/۸۰۰۲	۲۳۸/۴۱۴۰
r = ۷	۳۸۷/۲۶۴۳	۲۷۱/۲۶۴۳	۱۸۴/۴۶۶۹	۲۴۲/۰۵۹۶
r = ۸	۳۹۷/۸۸۸۵	۲۷۷/۸۸۸۵	۱۸۸/۰۹۸۱	۲۴۷/۶۷۶۸

منبع: محاسبات پژوهش

1. Maximized LL
2. Akaike Information Criterion
3. Schwarz Bayesian Criterion
4. Hannan-Quinn Criterion

نتایج این آزمون نشان می‌دهد که در سطح معناداری ۵٪، فرضیه عدم هم‌انباشتگی ($r = 0$) رد شده است و فرضیه‌ی وجود یک بردار هم‌انباشته کننده و بیشتر از آن پذیرفته شد؛ به عبارت دیگر بیش از یک رابطه بلندمدت، بین معادلات مربوط به درآمدهای مالیاتی وجود دارد؛ لذا برای جلوگیری از حذف شدن آثار درازمدت میان متغیرها از سطح داده‌ها (به صورت عادی و بدون تفاضل‌گیری) استفاده شده است.

۵-۲- برآورد مدل

در تحلیل‌های اقتصادی گاهی ممکن است با مجموعه‌ای از معادلات برای تخمین مواجه باشیم؛ برای مثال در این پژوهش تخمین تابع درآمدهای مالیاتی برای بخش‌های مختلف مالیات بر درآمد، شرکت‌ها، مصرف و فروش، واردات و سایر مالیات‌های مستقیم مد نظر است. در اینجا جملات اخلال معادلات مختلف در یک زمان مشخص احتمالاً برخی از عوامل غیر قابل اندازه‌گیری یا حذف شده را اندازه‌گیری می‌کنند، بنابراین این جملات اخلال می‌توانند همبسته باشند. این ارتباط جملات اخلال بین معادلات مختلف به همبستگی هم‌زمان معروف است (قابل توجه است که این مفهوم با عبارت خود همبستگی که به ارتباط جملات اخلال در طی زمان برای یک معادله دلالت دارد، متفاوت است). تحت شرایط وجود همبستگی هم‌زمان، تخمین معادلات به صورت هم‌زمان، نسبت به حالتی که معادلات به صورت تکی برآورد می‌شوند دارای کارایی بیشتری است. روش مناسب برای تخمین چنین معادلاتی به «تخمین رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط» معروف است (تشکینی، ۱۳۸۴).

قبل از تخمین معادلات رگرسیون به روش SURE، لازم است وجود همبستگی هم‌زمان بین جملات اخلال در نه معادله آزمون شود. اگر همبستگی هم‌زمان بین معادلات وجود نداشته باشد، روش OLS می‌تواند به طور کارایی برای تخمین تک‌تک معادلات به کار گرفته شود و نیازی به استفاده از روش SURE نیست. به عبارتی روش SURE برای ماتریس واریانس‌ـ کوواریانس غیر قطری مناسب است؛ بنابراین نیاز است تا فرضیه غیر قطری بودن ماتریس واریانس‌ـ کوواریانس آزمون شود.

یک آماره آزمون مناسب برای وجود یا عدم وجود همبستگی هم‌زمان، آماره ضریب لاگرانژ است که توسط بریوش و پاگان ارائه شده است. در فرم عمومی، آماره آزمون به فرم زیر است (تشکینی، ۱۳۸۴):

$$LM = T\sum_{i=2}^{m}\sum_{j=1}^{i=1} r_{ij}^2 \quad (۱۷)$$

که در آن T حجم نمونه و r_{ij} ضرایب همبستگی هستند. تحت فرضیه صفر، این آماره دارای توزیع خیـ دو با درجه آزادی $\frac{m(m-1)}{2}$ است. اگر آماره محاسباتی از ارزش بحرانی جدول بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همبستگی هم‌زمان رد می‌شود و اگر آماره محاسباتی از ارزش بحرانی جدول کوچک‌تر باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همبستگی هم‌زمان را نمی‌توان رد کرد.

در چارچوب سیستم معادلات این پژوهش، فرضیه‌های صفر و مقابل به صورت:

$$H_0: \sigma_{12} = \cdots = \sigma_{15} = \sigma_{23} = \cdots = \sigma_{25} = \sigma_{34} = \sigma_{35} = \sigma_{45} \quad (۱۸)$$

$$H_1: at\ least\ one\ vovariance\ is\ nonzero \quad (۱۹)$$

و آماره آزمون LM به صورت زیر است:

$$\lambda = T(r_{21}^2 + \cdots + r_{51}^2 + r_{32}^2 + \cdots + r_{52}^2 + r_{43}^2 + r_{53}^2 + r_{54}^2 \quad (۲۰)$$

$$\lambda = 33.53688219645416 \quad (۲۱)$$

جدول (۵): آزمون همبستگی هم‌زمان

آماره آزمون	توزیع آماری	درجه آزادی	آماره جدول	مقدارارزش احتمال (PV)
۳۳/۵۳	χ^2	۳۶	۲۵/۶	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج نشان می‌دهد که عدم همبستگی همزمان بین جملات اخلال در معادلات رگرسیون درآمدهای مالیاتی رد شده و از این‌رو می‌توان از روش تخمین معادلات رگرسیون به ظاهر نامرتبط برای تخمین دستگاه معادلات الگو استفاده نمود.

در ادامه معادلات مربوط به مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها، سایر مالیات‌های مستقیم، مالیات بر مصرف و فروش و مالیات بر واردات به صورت سیستمی با استفاده از روش رگرسیون به ظاهر

نامرتبط (SURE) برای دوره ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۰ برآورد شده که بهترین تخمین اقتصاد سنجی به شرح زیر است:

جدول (۶): نتایج برآورد مدل

*LTC = -4.19+0.96*LXC(-1)+0.007*LTC(-1)+0.14*LP-0.08*LR+0.03*LEXR+20.40*SC*
(-8.23) (9.96) (0.07) (1.69) (-0.26) (0.35) (7.97)
R^2=0.99 , DW=2.20
*LTR = -4.73+0.93*LXR+0.003*LTR(-1)+ 0.03*LP+0.09*LR+0.04*LS+29.07*SR*
(-25.71) (24.37) (0.08) (2.49) (2.5) (2.46) (22.9)
R^2=0.99 , DW=1.58
*LTO = -6.98+0.91*LGDP+0.08*LTO(-1)+ 0.07*LP+0.21*LR+529.40*SO*
(-16.1) (15.8) (1.48) (3.09) (2.71) (15.3)
R^2=0.99 , DW=0.91
*LTD = -3.96+0.69*LXD+0.21*LTD(-1)- 0.32*LP-0.34*LR+0.32*LEXR +39.07*SD*
(-6.2) (6.37) (2.35) (-2.94) (-1.03) (2.48) (7.78)
R^2=0.99 , DW=1.60
*LTM = -3.83+1.16*LXM-0.14*LTM(-1)- 0.03*LP+0.03*LR+0.001*LEXR +10.96*SM*
(-20.9) (28.84) (-3.89) (-1.19) (0.37) (0.06) (17.89)
R^2=0.99 , DW=1.83

* اعداد داخل پرانتز آماره t است.

منبع: محاسبات پژوهش

در معادله تخمین زده شده برای بخش مالیات بر شرکت‌ها تمامی ضرایب متغیرها به جز ضریب نرخ بهره مثبت بوده و افزایش پایه مالیات بر شرکت‌ها، نرخ تورم و تغییر در ساختار مالیاتی بخش مالیات بر شرکت‌ها منجر به افزایش درآمدهای حاصل از بخش مالیات بر شرکت‌ها خواهد شد. نکته قابل توجه این است که در معادله تخمین زده شده ضرایب وقفه مالیات بر شرکت‌ها، نرخ بهره و نرخ ارز معنی دار نبوده و نمی‌توان گفت که تغییر این متغیرها تأثیر مستقیمی بر مالیات بر شرکت‌ها می‌گذارد.

در بخش مالیات بر درآمد تمامی ضرایب معادله مثبت بوده و به جز متغیر وقفه مالیات بر درآمد که معنی‌دار نیست، افزایش سایر متغیرها منجر به افزایش درآمدهای مالیاتی حاصل از مالیات بر درآمد می‌شود. توجه به این نکته ضروریست که افزایش تورم منجر به افزایش مقدار اسمی درآمدها شده و در نتیجه مقدار اسمی درآمدهای مالیاتی نیز افزایش می‌یابد؛ همچنین با افزایش نرخ بهره، درآمد حاصل از سرمایه‌ها افزایش یافته و درآمدهای مالیاتی نیز افزایش می‌یابد. فقط در اینجا ضریب پس‌انداز مثبت بوده که بر خلاف تئوری است. البته تحلیل این مورد می‌تواند این باشد که اکثر پس‌انداز ایران را بخش ثروتمند جامعه انجام می‌دهند و این پس‌اندازها احتمالاً در مجاری‌ای

استفاده می‌شود که درآمدهای نسبتاً کمی ایجاد می‌کند که مشمول مالیات شده و منجر به افزایش درآمدهای مالیاتی حاصل از بخش مالیات بر درآمد گردد.

در بخش سایر مالیات‌های مستقیم نیز تمامی ضرایب مثبت بوده و تنها وقفه سایر مالیات‌های مستقیم معنی‌دار نیست. نکته قابل توجه این است که ضریب متغیر تغییر در ساختار مالیاتی این بخش بیشترین مقدار را به خود اختصاص داده که حاکی از عدم وجود ساختار بهینه در بخش سایر مالیات‌های مستقیم است. از این رو تغییر بهینه در ساختار مالیاتی این بخش می‌تواند افزایش قابل توجهی را در درآمدهای مالیاتی ایجاد کند.

در بخش مالیات بر مصرف و فروش ضرایب تورم و نرخ بهره منفی بوده و سایر ضرایب مثبت است. البته ضریب نرخ بهره معنی‌دار نیست، ولی تحلیل ضریب نرخ تورم نشان می‌دهد که با افزایش تورم مالیات بر مصرف و فروش کاهش می‌یابد و دلیل آن کاهش قدرت خرید و فروش افراد است. درست است که افزایش تورم منجر به افزایش مقدار اسمی درآمدهای مالیاتی می‌شود ولی در بخش مالیات بر مصرف و فروش اثر کاهشی حاصل از کاهش قدرت خرید و فروش افراد بیشتر از افزایش مقدار اسمی درآمدهای مالیاتی این بخش است.

تحلیل مالیات بر واردات بیان می‌دارد که ضرایب نرخ تورم، نرخ بهره و نرخ ارز معنی‌دار نبوده و واردات در ایران خیلی بر اصول و قواعد اقتصادی استوار نیست. هرچقدر درآمدهای مالیاتی حاصل از وارداتِ سال قبل بیشتر باشد، بر مقدار درآمدهای مالیاتیِ حاصل از وارداتِ امسال اثر منفی خواهد گذاشت. شاید دلیل آن، عدمِ رغبت واردکنندگان، به دلیل وضع مالیات بالا در سال قبل باشد. در بخش مالیات بر واردات ضریب متغیر تغییر در ساختار مالیاتی کم‌ترین مقدار را داراست و دلیل آن نحوه اخذ این نوع مالیات‌ها است که هرچه واردات بیشتر باشد مالیات بر واردات نیز بیشتر خواهد بود.

همچنین بر اساس نتایج تخمین معادله‌ها می‌توان بیان کرد که کشش مالیات نسبت به پایه آن در مورد مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر درآمد و سایر مالیات‌های مستقیم، به ترتیب ۰/۹۶+، ۰/۹۳+ و ۰/۹۱+ است؛ یک درصد تغییر در پایه هر کدام از آن‌ها، کم‌تر از یک درصد مالیات مربوطه را تغییر می‌دهد و کشش مالیات نسبت به پایه آن در مورد مالیات بر مصرف و فروش و مالیات بر واردات، به ترتیب ۰/۶۹+ و ۱/۱۶+ است و یکی کم‌تر و یکی بیشتر از یک است؛ به عبارتی یک درصد افزایش در پایه مالیاتی مالیات بر مصرف و فروش مانند مالیات‌های مستقیم، مالیات مربوطه را کمتر از یک درصد افزایش می‌دهد، ولی‌مالیات بر واردات متفاوت از دیگر مالیات‌ها عمل‌کرده

و یک درصد افزایش در پایه مالیاتی بیش از یک درصد مالیات مربوطه را افزایش می‌دهد.

متغیر تغییر در نظام مالیاتی در هر کدام از پنج گروه مالیاتی دارای اثر مثبت است. مقدار ضریب متغیر تغییر در نظام مالیاتی برای مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر درآمد، سایر مالیات‌های مستقیم، مالیات بر مصرف و فروش و مالیات بر واردات، به ترتیب ۲۰/۴۰، ۲۹/۰۷، ۵۲۹/۴۰، ۳۹/۰۷ و ۱۰/۹۶ است که این مقدار برای مالیات بر واردات کم‌تر است؛ شاید دلیل آن این باشد که در این بخش پایه مالیات که واردات است، ثبت می‌شود و در نتیجه ضرر مالیات به دلیل فرار مالیاتی کم‌تر است و هر کالایی به عنوان واردات ثبت می‌شود و عوارض و حقوق گمرکی آن گرفته می‌شود و آنچه در افزایش مالیات در این بخش مهم است، پایه مالیاتی (افزایش واردات) است و سهم بهبود در نظام مالیاتی کم‌تر است، بنابراین ۱۰۰ درصد بهبود در نظام مالیاتی در این بخش، حدود ۱۱ درصد مالیات بر واردات را افزایش خواهد داد. از سوی دیگر، اهمیت متغیر نظام مالیاتی در بخش سایر مالیات‌های مستقیم بالاست؛ زیرا این بخش از مالیات طیف وسیعی از درآمدها را در بر می‌گیرد و بیشتر آن‌ها ثبت نشده‌اند و بستگی به این دارد که تا چه حد ممیزان مالیاتی از آن درآمد اطلاعات داشته باشند. هرچه نظام مالیاتی در این بخش بهبود یابد، تشخیص درآمد برای ممیزان مالیاتی آسان‌تر و در نتیجه، درآمد مالیاتی بیشتر دریافت خواهد شد.

در تخمین بالا شکست‌های ساختاری در مدل وارد نشده‌اند و این می‌تواند نوعی تورش در نتایج آزمون به وجود آورد. زیووت و اندرس آزمونی را طراحی کردند که با استفاده از آن می‌توان مهم‌ترین شکست ساختاری را در هر یک از متغیرها به دست آورد. آزمون زیووت- اندرس در حضور شکست ساختاری درون‌زا مانایی متغیرها را نیز نشان می‌دهد (پهلوانی[1]، ۲۰۰۹). در جدول زیر نتایج این آزمون برای متغیرهای ساختاری مدل گزارش شده است.

همان‌طور که مشاهده می‌شود در حضور شکست ساختاری تمامی متغیرها به جز متغیر پایه مالیات بر مصرف و فروش مانا شده‌اند، این نتیجه گواهی بر اهمیت اعمال شکست‌های ساختاری در محاسبات اقتصاد سنجی است. جدول فوق خود گواه دلایل ایجاد شکست در متغیرهای مورد بررسی است.

در کل ۶ دلیل اصلی برای ایجاد شکست در متغیرهای مالیاتی مورد بررسی وجود دارد که به ترتیب عبارتند از: شروع جنگ تحمیلی؛ اثرات جنگ تحمیلی که در اواخر آن نمایان شد؛ پایان جنگ تحمیلی و شروع بازسازی کشور و اقتصاد؛ تورم بالا و بی‌ثباتی اقتصادی، وقفه در

[1]. Pahlavani (2009)

جمع‌آوری درآمدهای مالیاتی و عدم کوشش مناسب در این نظام از ۷۰ تا ۷۴ و به خصوص ۲ سال آخر؛ و آغاز دهه ۸۰ و فصل جدیدی از اصلاحات نظام مالیاتی از جمله، تشکیل سازمان امور مالیاتی کشور، اصلاح قانون مالیات‌های مستقیم و شروع قابلیت اجرایی آن و تغییرات بنیادی دیگر.

جدول (۷): نتایج آزمون زیووت- اندرس: شکست در عرض از مبدأ و روند

متغیر	نماد	زمان شکست	وقفه بهینه	$t_{\hat{\alpha}}$	مانایی	دلیل شکست
مالیات بر شرکت‌ها	TC	۱۳۸۳	۰	-۶/۲۳	مانا	اصلاحات نظام مالیاتی و قانون مالیات‌های مستقیم ۸۰ و ۸۱
مالیات بر درآمد	TR	۱۳۸۲	۰	-۶/۱۸	مانا	اصلاحات نظام مالیاتی و قانون مالیات‌های مستقیم ۸۰ و ۸۱
سایر مالیات‌های مستقیم	TO	۱۳۶۴	۱	-۶/۲۲	مانا	تأثیرات جنگ تحمیلی و آسیب به زیرساخت‌های اقتصادی
مالیات بر مصرف و فروش	TD	۱۳۷۸	۰	-۶/۱۱	مانا	تورم بالا و بی‌ثباتی اقتصاد ۷۴-۷۲
مالیات بر واردات	TM	۱۳۶۷	۱	-۵/۱۸	مانا	پایان جنگ تحمیلی و شروع بازسازی کشور
پایه مالیات بر شرکت‌ها	XC	۱۳۶۷	۰	-۶/۰۲	مانا	پایانجنگتحمیلی و شروع بازسازی کشور
پایه مالیات بر درآمد	XR	۱۳۸۲	۰	-۷/۶۱	مانا	اصلاحات نظام مالیاتی و قانون مالیات‌های مستقیم ۸۰ و ۸۱
پایه مالیات بر مصرف و فروش	XD	۱۳۷۲	۲	-۲/۳۲	نامانا	تورم بالا و بی‌ثباتی اقتصاد ۷۴-۷۲
پایه مالیات بر واردات	XM	۱۳۶۷	۱	-۶/۱۶	مانا	پایانجنگتحمیلی و شروع بازسازی کشور
متغیر تغییر در نظام مالیاتی بخش مالیات بر شرکت‌ها	SC	۱۳۵۹	۰	-۵/۴۵	مانا	شروع جنگ تحمیلی
متغیر تغییر در نظام مالیاتی بخش مالیات بر درآمد	SR	۱۳۶۷	۰	-۵/۴۳	مانا	پایان جنگ تحمیلی و شروع بازسازی کشور
متغیر تغییر در نظام مالیاتی بخش‌سایرمالیات‌هایمستقیم	SO	۱۳۶۸	۱	-۵/۶۷	مانا	پایان جنگ تحمیلی و شروع بازسازی کشور
متغیر تغییر در نظام مالیاتی بخش مالیات بر مصرفوفروش	SD	۱۳۷۸	۰	-۶/۶۱	مانا	تورم بالا و بی‌ثباتی اقتصاد ۷۴-۷۲
متغیر تغییر در نظام مالیاتی بخش مالیات بر واردات	SM	۱۳۶۶	۲	-۵/۱۲	مانا	تأثیرات جنگ تحمیلی و آسیب به زیرساخت‌های اقتصادی

منبع: محاسبات پژوهش

نکته‌ی قابل توجهی که در ایجاد شکست‌های ساختاری وجود دارد این است که در اغلب موارد، با ایجاد یک شکست در اقتصاد ایران، آن شکست به سرعت تأثیر خود را نشان نداده و وقفه‌ای

گاه طولانی برای اثرگذاری بر متغیرهای مالیاتی مورد بررسی وجود دارد. دلیل این امر شاید تأخیر در جمع‌آوری درآمدهای مالیاتی و عدم شفافیت نظام مالیاتی باشد.

حال برای وارد کردن شکست‌های ساختاری در مدل، به دو شیوه می‌توان عمل کرد. اول اینکه متغیر مجازی هر یک از معادلات مدل، همان متغیر مجازی متغیر وابسته در نظر گرفته شود. این روش بسیار ساده بوده و نتایج نیز به واقعیت نزدیک‌تر خواهد شد، ولی این نتایج هنوز هم از تورش برخوردار است. روش دوم این است که با استفاده از آزمون هم جمعی گرگوریـ هنسن مهم‌ترین شکست‌های ساختاری را در هر یک از ۹ معادله مدل به دست آورده و از آن به عنوان متغیر مجازی استفاده شود. در اینجاروش دوم که کمی طولانی نیز هست انتخاب شده استولی فقط نتایج این آزمون گزارش می‌شود. آزمون گرگوری- هنسن مهم‌ترین شکست ساختاری در هر یک از معادلات مدل را به صورت زیر تعیین می‌کند:

جدول (۸): آزمون هم جمعی گرگوری- هنسن: تعیین زمان مهم‌ترین شکست ساختاری در معادلات مدل

معادله	LTC	LTR	LTO	LTD	LXC	LXR	LXD	LXM
زمان شکست	۱۳۸۳	۱۳۸۲	۱۳۶۰	۱۳۷۸	۱۳۵۹	۱۳۶۷	۱۳۷۲	۱۳۶۷

منبع: محاسبات پژوهش

حال یک‌بارِ دیگر مدل با لحاظ متغیرهای مجازی که نشان‌دهنده وجود شکست ساختاری در متغیرهای مدل هستند تخمین زده می‌شود. نتایج تخمین به روش SURE به صورت زیر است:

جدول (۹): نتایج برآورد مدل

*LTC = -4.3+0.93*LXC(-1)-0.03*LTC(-1)+0.11*LP-0.03*LR+0.13*LEXR+19.2*SC+0.13*DUM1* (-8.38) (8.68) (-0.34) (1.39) (-0.11) (1.35) (6.56) (0.81) R^2=0.99 , DW=2.29
*LTR = -4.61+0.92*LXR+0.02*LTR(-1)+0.03*LP+0.12*LR+0.02*LS+29.13*SR+0.03*DUM2* (-25.26) (25.21) (0.81) (2.62) (3.02) (0.91) (23.84) (1.57) R^2=0.99 , DW=1.60
*LTO = -7.46+0.99*LGDP+0.002*LTO(-1)+0.05*LP+0.15*LR+527.05*SO+0.19*DUM3* (-25.29) (25.11) (0.05) (3.41) (3.07) (23.28) (6.93) R^2=0.99 , DW=1.35
*LTD = -4.25+0.74*LXD+0.37*LTD(-1)- 0.39*LP-0.49*LR+0.23*LEXR +40.39*SD-0.63*DUM4* (-7.13) (7.24) (3.59) (-3.84) (-1.61) (1.90) (8.67) (-2.58) R^2=0.99 , DW=1.74
LTM = -3.99+1.17*LXM-0.16*LTM(-1)- 0.03*LP+0.07*LR+0.02*LEXR +10.4*SM-0.1*DUM5 (-19.28) (28.99) (-4.20) (-1.25) (0.84) (0.96) (14.33) (-1.33) R^2=0.99 , DW=1.99

منبع: محاسبات پژوهش

با وارد کردن متغیرهای مجازی اساس تخمین‌های قبلی حفظ شده ولی تغییرات قابل توجهی نیز در نتایج به وجود آمده است. در بخش مالیات بر شرکت‌ها همچنان ضرایب وقفه مالیاتی، نرخ تورم، نرخ بهره و نرخ ارز معنی‌دار نیستند، همچنین متغیر دامی وارد شده نیز معنی‌دار نبوده و حاکی از آن است که تحولات اوایل دهه ۸۰ منجر به شکست ساختاری در معادله مالیات بر شرکت‌ها نشده است.

در بخش مالیات بر درآمد با وارد کردن متغیر مجازی معنی‌داری و علامت هیچ کدام از ضرایب تغییر نکرده و البته ضریب متغیر مجازیِ شکست ساختاری در بخش مالیات بر درآمد که ناشی از تحولات مالیاتی اوایل دهه ۸۰ است، معنی‌دار بوده و منجر به افزایش درآمدهای مالیاتی شده است.

در بخش سایر مالیات‌های مستقیم نیز هم چنان معنی‌داری و علائم ضرایب حفظ شده و متغیر مجازی شکست ساختاری، حاصل از جنگ تحمیلی و تأثیرات آن معنی‌دار بوده و اثر مثبت بر این درآمدهای مالیاتی گذاشته است.

در معادله مالیات بر مصرف و فروش نیز علائم ضرایب حفظ شده است و همچنان ضریب نرخ بهره معنی‌دار نیست. تنها تفاوت این است که متغیر نرخ ارز که در تخمین اولیه در سطح ۵ درصد معنی‌دار بود در این تخمین در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار شده است. متغیر مجازیِ حاصل از تورم بالا و بی‌ثباتی اقتصاد در اواسط دهه ۷۰ نیز در سطح ۵ درصد معنی‌دار است.در معادله مالیات بر واردات نیز معنی‌داری و علائم متغیرها حفظ شده است ولی متغیر مجازی وارد شده که حاصل از پایان جنگ تحمیلی است در معادله معنی‌دار نیست.

حال سعی می‌شود تا با استفاده از ۵ معادله قبلی و اضافه کردن معادلات پایه مالیاتی، ضرایب مدل را با استفاده از روش معادلات همزمان برآورد کرده و تفاوت آن را با حالت قبل بیان کرد. روش دستگاهی که برای برآورد ضرایب ساختاری دستگاه معادلات هم‌زمان زیر استفاده شده روش 3SLS است. از نقطه نظر محاسبات بهترین روش‌های تخمین معادلات همزمان 3SLS و FIML هستند؛ روش 3SLS ساده‌ترین روش برای تخمین دستگاه معادلات است. همچنین این دو روش از کارایی کامل برخوردارند. روش FIML نسبت به خطاهای مربوط به مشخصات مدل حساس‌تر از روش 3SLS است. از این رو در هنگام برآورد معادلاتی که شکل تصریحی آن‌ها بسیار مهم است استفاده از روش 3SLS مناسب‌تر خواهد بود (کمنتا، ۱۳۷۲). در جدول زیر معادلاتی که اهدائی (۱۹۹۰) ارائه نموده با کمی تغییرات آورده شده است. برای تخمین به روش 3SLS از این

سیستم معادلات استفاده شده است.

جدول (۱۰): معادله‌های رفتاری مدل

$lnTC_t = \alpha_{0c} + \alpha_{1c}.lnXC_{t-1} + \alpha_{2c}.lnTC_{t-1} + \alpha_{3c}.SC_t$
$lnTR_t = \alpha_{0r} + \alpha_{1r}.lnXR_t + \alpha_{2r}.lnTR_{t-1} + \alpha_{3r}.SR_t$
$lnTO_t = \alpha_{0o} + \alpha_{1o}.lnGDP_t + \alpha_{2o}lnTO_{t-1} + \alpha_{30}.SO_t$
$lnTD_t = \alpha_{0d} + \alpha_{1d}.lnXD_t + \alpha_{2d}.lnTD_{t-1} + \alpha_{3d}.SD_t$
$lnTM_t = \alpha_{0m} + \alpha_{1m}.lnXM_t + \alpha_{2m}.lnTM_{t-1} + \alpha_{3m}.SM_t$
$lnXC_t = \beta_{0c} + \beta_{1c}.lnGDP_t + \beta_{2c}.lnP + \beta_{3c}.lnR + \beta_{4c}.lnEXR + \beta_{5c}.SC_t + \beta_{6c}.(\frac{SM}{SD})_t$
$lnXR_t = \beta_{0r} + \beta_{1r}.lnGDP_t + \beta_{2r}.lnP + \beta_{3r}.lnR + \beta_{4r}.lnS + \beta_{5r}.SR_t$
$lnXD_t = \beta_{0d} + \beta_{1d}.lnYd_t + \beta_{2d}.lnP + \beta_{3d}.lnEXR + \beta_{4d}.lnR + \beta_{5d}.lnS + \beta_{62d}.(\frac{SM}{SD})_t$
$lnXM_t = \beta_{0m} + \beta_{1m}.lnGDP_t + \beta_{2m}.(\frac{SM}{SD})_t + \beta_{3m}.lnOILR_t + \beta_{4m}.lnP + \beta_{5m}.lnEXR + \beta_{60m}.lnR$

$lnYd_t$ لگاریتم درآمد قابل تصرف و $lnOILR_t$ لگاریتم درآمد ارزی نفت و گاز هستند.

نتایج برآورد ضرایب معادلات به روش 3SLS در زیر ارائه شده است:

جدول (۱۱): نتایج برآورد مدل

LTC = -6.56+1.61*LXC(-1)-0.57*LTC(-1)+25.49*SC-0.18*DUM1 (-7.19) (7.28) (-2.71) (7.98) (-0.95) R^2=0.98 , DW=1.92
LTR = -4.35+0.93*LXR+0.06*LTR(-1)+26.03*SR-0.01*DUM2 (-15.89) (15.87) (1.08) (14.82) (-0.38) R^2=0.99 , DW=1.37
LTO = -7.68+1.09*LGDP-0.08*LTO(-1)+473.5*SO+0.34*DUM3 (-9.92) (9.92) (-0.79) (11.39) (5.30) R^2=0.99 , DW=1.02
LTD = -1.90+0.32*LXD+0.73*LTD(-1)+29.42*SD-0.17*DUM4 (-1.71) (1.46) (2.89) (2.72) (-0.44) R^2=0.98 , DW=1.45
LTM = -3.95+1.18*LXM-0.16*LTM(-1)+11.5*SM-0.01*DUM5 (-24.91) (27.36) (-3.99) (17.42) (-0.27) R^2=0.99 , DW=1.81
LXC = -0.79+1.14*LGDP-9.003*SC-0.04*LP+0.21*LR-0.09*LEXR-0.004*SMD- (-1.84) (21.72) (-4.14) (-0.47) (0.48) (-0.90) (0.0006) 0.6*DUM6 (-3.11) R^2=0.99 , DW=0.76
LXR = -1.57+1.71*LGDP- 0.51*LP+0.27*LR-0.81*LS -5.42*SR+0.21*DUM7 (-0.74) (1.82) (-1.01) (0.37) (-0.99) (-0.33) (0.59) R^2=0.99 , DW=2.02
LXD = 1.91+0.9*LYD- 0.23*LP+0.72*LR-0.24*LEXR -0.009*SMD+0.47*DUM8 (4.07) (20.70) (-2.63) (2.15) (-2.88) (-1.86) (3.97) R^2=0.99 , DW=1.58
LXM = 2.84-1.005*LGDP-1.25*LP+2.5*LR+0.33*LEXR-0.02*SMD+1.4*LOIL+ (1.14) (-1.24) (-1.63) (1.09) (0.54) (-1.01) (3.007) 2.03*DUM9 (3.26) R^2=0.92 , DW=1.28

منبع: محاسبات پژوهش

در تصریح معادلات بالا از روشی که اهدائی ارائه نموده استفاده شده است. وی بیان می‌دارد که تنها متغیرهای ساختاری از جمله پایه‌ی مالیاتی، وقفه‌ی مالیاتی و ساختار مالیاتی بر روی اجزای مالیات‌ها اثر مستقیم می‌گذارد و عوامل دیگر با واسطه پایه مالیاتی بر این مالیات‌ها تأثیر می‌گذارند. از این رو معادلات اجزای مالیاتی از فرمولی که در فصل قبل ارائه شد استخراج شده و عوامل تأثیرگذارِ مورد نظر، در معادلات پایه مالیاتی وارد شده‌اند.

اساس معادلات تخمینی جدید همچنان تخمین‌های قبل را مورد تأیید قرار می‌دهد. در معادله مالیات بر شرکت‌هامعنی‌داری ضرایب حفظ شده ولی علامت متغیر وقفه مالیاتی منفی شده و بیان می‌کند هرچه مالیات سال قبل بالاتر باشد مالیات امسال پایین‌تر است که تئوری را نقض می‌کند و این رابطه مبنای عقلایی خاصی ندارد. در معادله پایه مالیاتی بخش مالیات بر شرکت‌ها نیز علائم برخی از متغیرها با تئوری سازگار نیستند و در مقایسه با تخمین‌های قبلی به روش SURE تخمین‌های بهینه‌ای را به نمایش نمی‌گذارند.

در معادلات مربوط به بخش مالیات بر درآمد، در تخمین‌های جدید نرخ تورم، نرخ بهره، پس‌انداز، تغییر در ساختار مالیاتی مالیات بر درآمد، متغیر مجازی حاصل از پایان جنگ و حتی GDP در معادله پایه مالیاتی بی‌معنی هستند در حالی که در تخمین‌های قبلی نرخ تورم، نرخ بهره و تغییر در ساختار مالیاتی معنی‌دار بودند. در تخمین به روش 3SLS در معادلات بخش مالیات بر درآمد اساس روابط اهدایی نقص شده و حاکی از آن است که روش وی برای اقتصاد ایران روشی بهینه نیست.

در تخمین سایر مالیات‌های مستقیم نیز همان مشکل متغیر وقفه مالیاتی پا بر جاست. در بخش مالیات بر مصرف و فروش در تخمین معادلات همزمان، متغیر پایه مالیات بر مصرف و فروش بی‌معنی شده است. در بخش مالیات بر واردات نیز در تخمین‌های جدید اغلب متغیرها بی‌معنی هستند.

با مقایسه نتایج دو روش فوق می‌توان نتیجه گرفت که نتایج برآورد معادلات به روش SUREتخمین‌های بهتری نسبت به روش 3SLS ارائه کرده و مدل ارائه شده توسط اهدائی به صورت کامل با اقتصاد ایران سازگار نیست.

۶- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت درآمدهای مالیاتی برای دولت، لزوم بازنگری سریع در امر نظام مالیاتی کشور و تسریع در اجرایی کردن طرح جامع اطلاعات مالیاتی ضروری است تا از این رهگذر ایران اسلامی

بتواند در یک سیستم شفاف قدم‌های بعدی را در راستای مالیات‌های اسلامی بردارد. از سوی دیگر، با توجه به اجرای طرح تحولات اقتصادی بحث مالیات و درآمدهای مالیاتی به مثابه یک محور اساسی در این تحولات می‌تواند عمل کند به گونه‌ای که با اصلاح آن یک سری از امور اقتصادی به شکل خودکار اصلاح می‌شود و تعادل خود را باز می‌یابد که بهترین نتیجه آن عدالت اقتصادی است. درست است که مالیات به عنوان یک ابزار سیاست اقتصادی در سمت سیاست‌های مالی قرار دارد و تأثیر خود را نشان می‌دهد اما با توجه به شرایط و تحولات اقتصادی کشور لازم است که تغییرات منسجم در ساختار و نظام مالیاتی اتفاق بیفتد. پذیرش تحولات در متغیرهای اساسی چون نظام بانکی و پولی، نظام ورود و خروج کالا، بازارهای پولی و مالی، توزیع درآمد، تشویق سرمایه‌گذاری و ارائه خدمات عمومی به مردم، نیازمند تغییر نگرش در مالیات، جدی گرفتن و حمایت از اصلاح نظام مالیاتی کشور است.

در این پژوهش تأثیر عوامل اثرگذار بر درآمدهای مالیاتی بر اساس یک مدل اقتصاد سنجی و با روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط و برآورد 3SLS بررسی شد. نتایج حاکی از آن است که در تخمین اولیه و بدون احتساب شکست‌های ساختاری، کشش درآمدی اجزای اصلی مالیات مستقیم از جمله مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر درآمد و سایر مالیات‌های مستقیم، کوچک‌تر از یک و کشش درآمدی اجزای اصلی مالیات‌های غیر مستقیم شامل مالیات بر مصرف و فروش و مالیات بر واردات، به ترتیب یکی کم‌تر و یکی بیشتر از یک است؛ به عبارتی یک درصد افزایش در پایه مالیاتی مالیات بر مصرف و فروش مانند مالیات‌های مستقیم، درآمدهای مالیاتی مربوطه را کم‌تر از یک درصد افزایش می‌دهد، ولی مالیات بر واردات متفاوت از دیگر مالیات‌ها عمل کرده و یک درصد افزایش در پایه مالیاتی بیش از یک درصد مالیات مربوطه را افزایش می‌دهد. با احتساب شکست‌های ساختاری در مدل و محاسبه آن‌ها با آزمون‌های زیووت-اندرس و گرگوری-هنسن، کشش‌های درآمدی اجزای مالیات تغییر چندانی نکرده است ولی قدرت برآورد و توضیح دهندگی مدل بهتر شده است. این امر اهمیت انجام تخمین‌ها با در نظر گرفتن شکست‌های ساختاری را می‌رساند.

در ضمن بهبود در نظام مالیاتی در بخش‌های مالیات بر مصرف و فروش و سایر مالیات‌های مستقیم، در افزایش درآمدهای مالیاتی مؤثرتر از بقیه بخش‌هاست. از این رو توجه به ساختار نظام مالیاتی در این بخش‌ها می‌تواند دولت را سریع‌تر به هدف افزایش درآمد مالیاتی برساند. همچنین کشش مالیات‌های مستقیم بسیار نزدیک به یک است و این می‌تواند نکته مهمی در

تصمیم‌گیری‌های مالیاتی و سیاست‌گذاری‌ها باشد. همچنین با استفاده از معادلات هم‌زمان و با روش 3SLS به تخمین معادلاتی پرداخته شده که اهدائی اساس آن‌را طراحی نموده و عوامل تأثیرگذار بر درآمدهای مالیاتی را به دو بخش عوامل ساختاری و عوامل تأثیرگذار بر پایه‌های مالیاتی تقسیم نموده است. در بررسی هم‌زمان این معادلات که قبلاً تقی پور و علی‌خان قمی (۱۳۷۸) اساسِ آنرا برای اقتصاد ایران مناسب ارزیابی کرده و البته با روش نامناسبی معادلات مدل را تصریح و برآورد کرده بودند، نتایج آن‌ها مورد تأیید قرار نگرفت. درست است که معادلات هم‌زمانِ جدید، ساختار کلیِ تئوری را برای برآورد ضرایب مدل حفظ می‌کند ولی به وضوح معادلاتِ تصریحیِ قبلی در این پژوهش که به روش SURE تخمین زده شد، برآورد و قدرت توضیح دهندگی بهتری را در مورد متغیرها و ضرایب آن‌ها ارائه می‌کنند.

در پایان به صورت خلاصه می‌توان پیشنهادات زیر را برای افزایش درآمدهای مالیاتی در ایران ارائه کرد:

- افزایش درآمدهای مالیاتی از طریق تغییر ساختار در چگونگی اخذ مالیات از بنگاه‌هاوسایر بخش‌های اقتصادی به دلیل اهمیت بسیار بالای متغیر ساختار مالیاتی در اقتصاد ایران.
- توجه خاص به اصلاح ساختار مالیاتی بخش سایرمالیات‌های مستقیم و مالیات بر مصرف و فروش به دلیل کشش پذیری بالای این بخش‌ها نسبت به تغییرساختار مالیاتی.
- احیای پایه‌های مالیاتی و سعی در شناسایی و ساماندهی پایه‌های مالیاتی جدید و از قلم افتاده با توجه به پتانسیل سایر مالیات در ایران.
- هدایت ساختار نظام مالیاتی به سوی قواعد اسلامی و فرهنگ ایرانیـ اسلامی.
- ارائه برنامه‌ای جامع برای ارتقای فرهنگ مالیاتی جامعه به عنوان یکی از اساسی‌ترین جنبه‌های ساختار مالیاتی.
- اصلاح فرایندهای مالیاتی به منظور تسریع و تسهیل در وصول درآمدهای مالیاتی.
- اصلاح قوانین مالیاتی به عنوان یکی از مؤثرترین عوامل دخیل در عدم موفقیت مالیاتی در کشور.

منابع و مآخذ

الف) منابع و مآخذ فارسی

۱. ابریشمی، حمید. رحمانی، تیمور. و نصیرالاسلامی، ابراهیم (۱۳۹۱). "تنوع‌بخشی در درآمدهای مالیاتی دولت در ایران با هدف ثبات درآمدی با استفاده از رویکرد تئوری پرتفوی". مطالعات اقتصادی کاربردی **۱**(۳): ۱-۲۶.

۲. برانسون، ویلیام اچ. (۱۳۷۴). *اقتصاد کلان*. عباس شاکری؛ تهران، نشر نی.

۳. پور مقیم، سید جواد. موسوی، میر حسین. و نعمت پور، معصومه (۱۳۸۴)."بررسی عوامل مؤثر بر سطح وصول درآمدهای مالیاتی در سیستم مالیاتی ایران". پژوهشنامه اقتصادی **٦**(۱۷): ۱۸۸-۱۶۱.

۴. تانزی، و. (۱۳۷۵). "تأثیر سیاست‌های کلان اقتصادی بر میزان وصول مالیات‌ها و بر تراز بودجه در کشورهای در حال توسعه". محمدرضا یزدی‌زاده، مجله مالیات **۵**(۱۸): ۲۹-۲۲.

۵. تانزی، و. (۱۳۷۵). *شناخت بخش خدمات فعالیت‌های بازرگانی کشور در ارتباط با نظام مالیاتی موجود*. محمد کردبچه و محسن طلایی؛ تهران، انتشارات وزارت امور اقتصادی و دارایی.

۶. تشکینی، احمد (۱۳۸۴). *اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit*. تهران، موسسه فرهنگی هنری دیبا گران.

۷. تقی پور، انوشیروان. و علی‌خان قمی، روزبه (۱۳۷۸)."تحلیل عوامل مؤثر بر مالیات و پیش‌بینی آن، مورد مطالعه ایران (۱۳۷۸-۱۳۵۲)". مجله برنامه و بودجه **٤**(۴۰ و ۴۱): ۸۹-۶۱.

۸. تقی سلطانی، مهدی. و پور غفار دستجردی، جواد (۱۳۹۱). "فرایند جهانی شدن و تأثیر آن بر درآمدهای مالیاتی در ایران". پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی **۲۰**(۶۲): ۱۴۳-۱۶۹.

۹. جعفری صمیمی، احمد (۱۳۸۷). *اقتصاد بخش عمومی*، تهران، انتشارات سمت.

۱۰. خداویری، احمد (۱۳۸۰)."تحلیل اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر درآمدهای مالیاتی با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی". پژوهشنامه اقتصادی **۲**(۱): ۱۸۰-۱۴۹.

۱۱. رحمانی، تیمور (۱۳۸۸). *اقتصاد کلان*، جلد ۱، تهران، انتشارات برادران.

۱۲. رسولی، کریم. و فرزین وش، اسداله (۱۳۹۱). "بررسی رابطه بین امنیت اقتصادی و درآمدهای مالیاتی (شواهدی از کشورهای منا)". اقتصاد کاربردی **۳**(۹): ۱۲۳-۱۵۲.

۱۳. عبدی، محمدرضا. حمیدی علمداری، سعیده. و پور حسن امیری، مائده (۱۳۹۰). "ارزیابی روش‌های پیش‌بینی و ارائه مدل ترکیبی بهینه در خصوص پیش‌بینی درآمدهای مالیاتی". پژوهشنامه مالیات دوره جدید - **۱۹**(۱۱ (مسلسل ۵۹)): ۸۵-۱۱۹.

۱۴. عسگری، منوچهر. و محمدی، تیمور (۱۳۷۷). "هم‌انباشتگی: مفاهیم، اهمیت اقتصادی و نقاط قوت و ضعف". فصل‌نامه پژوهش‌های اقتصادی **۳**(۳): ۵۷-۲۷.
۱۵. کردبچه، محمد (۱۳۷۵). "بررسی درآمدهای مالیاتی در ایران (قسمت دوم)". مجله برنامه و بودجه **۱**(۶): ۷۱-۳۱.
۱۶. کریمی پتانلار، سعید. جعفری صمیمی، احمد. و رضایی روشن، اختر (۱۳۹۱). "اثر فساد مالی بر درآمدهای مالیاتی: مطالعه موردی کشورهای منتخب در حال توسعه". سیاست‌های اقتصادی (نامه مفید) **۸** (۱۸) (۱(۹۰)): ۱۵۱-۱۷۲.
۱۷. کمنتا، ی. (۱۳۷۲). *مبانی اقتصاد سنجی*. کامبیز هژبر کیانی؛ تهران، مرکز نشر دانشگاهی.
۱۸. لشکریزاده، مریم. و عزیزی، محمد (۱۳۹۰)."شناسایی برخی عوامل موثر بر ارتقاء فرهنگ مالیاتی در ایران". پژوهشگر (مدیریت) **۸**(۲۲):۹۱-۸۲.
۱۹. مجتهد، احمد. و احمدیان، اعظم (۱۳۸۶)."اثر درآمدهای مالیاتی دولت بر رفاه اجتماعی ایران". پژوهشنامه اقتصادی (ویژه‌نامه مالیات) **۷**(۱): ۷۱-۴۵.
۲۰. ____، مفاهیم اساسی حساب‌های اقتصادی، فصلنامه حساب‌های اقتصادی ایران، **۲** (۵)، ۱۳۸۶.

ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Choudhry. (1975). A Study of the Elasticity of the West Malaysian Income Tax System 1961-70, IMF, Staff Paper, **22**.
2. De Wulf, L. (1999). Taxation of Imports in LDC'S: Suggestions for Reform, in Taxation in Developing Countries, Bird and Oldman, editors, the John Hopkins University Press, Baltimore.
3. Ehdaie, J. (1990). An Econometric Method for Estimating the Tax Elasticity and Impact on Revenue of Discretionary Tax Measures, World Bank, Staff Working Paper.
4. Mansfield (1972). Elasticity and Buoyancy of a Tax System: a Method Applied to Paraguay, IMF, Staff Paper, 19.
5. Pahlavani, M. and Harvie C. (2009). Effects of the Asian Financial Crisis on the Korean Economy: Some Further Empirical Evidence.The Empirical economics Letters, **8**(9): 851-59.
6. Singer, N.M. (1968). The Use of Dummy Variables in Estimating the Income Elasticity of State Income Tax Revenues. The Review of Economics and Statistics **52**(4), 427-433.
7. Tanzi, V. (1978). Inflation, Real Tax Revenues and the Case for Inflationary Finance: Theory with an application to Argentina, IMF, Staff Paper, **25**.

8. Tanzi, V. (1988). The Impact of Macroeconomic Policies on the Level of Taxation (and on the Fiscal Balance) in Developing Countries, IMF.
9. Zubair Khan, M. (1973).“The Responsiveness of Tax Yield to Increase in National Income”.The Pakistan Development Review, X11(4).

بررسی عوامل سیاست‌های اقتصادی مؤثر بر شاخص سلامت روان

نادر مهرگان[۱]
خسرو رشید[۲]
ثمینه قاسمی‌فر[۳]
حسین سهرابی‌وفا[۴]

چکیده

سلامت و سلامت روان از جمله شاخص‌های ملی متأثر از متغیرهای کلان اقتصادی هستند. در این مقاله ضمن مروری بر مباحث نظری، رابطهٔ میان متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص سلامت روان به روش اقتصادسنجی و براساس مدل های مقطعی برآورد شد. بدین منظور ابتدا به کمک سیستم استنتاج فازی و با بهره‌گیری از نظر خبرگان روانشناس در استان‌های مختلف کشور به برآورد شاخص سلامت روان پرداخته شد و سپس تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر آن مورد بررسی قرار گرفت. نتایج تحقیق نشان می دهد که متغیر بیکاری، ضریب جینی و تورم رابطه‌ی معکوس و معنی‌داری با سلامت روان دارند و متغیر تولید سرانه رابطه مثبت و معنی داری با شاخص سلامت روان دارد. به بیان دیگر شاخص سلامت روان مستقل از متغیرهای کلان اقتصادی نیست و هر کدام از این متغیرها در ۳۰ استان کشور تأثیر معنی‌داری بر شاخص سلامت روان در سال ۱۳۸۷ داشته‌اند. این امرضرورت دقت و توجه سیاست‌گذاران به ویژه در بخش های اقتصادی و بهداشت را گوشزد می‌کند.

واژگان کلیدی: شاخص سلامت روان، بیکاری، تورم، ضریب جینی.

Keywords: Mental Health Index, Unemployment, Inflation, Gini Coefficient.

JEL Classification: C21, C31, I18, P25, C45.

[۱]. استاد، دانشگاه بوعلی سینا

[۲]. استادیار، دانشگاه بوعلی سینا

[۳]. کارشناسی ارشد، دانشگاه بوعلی (نویسنده مسئول)

saminehghasemifar@yahoo.com

[۴]. دانشجوی دکتری، دانشگاه علامه طباطبائی

۱- مقدمه

تأثیر عوامل اقتصادی بر سلامت روان مطالعه‌ای میان رشته‌ای است که هدف آن بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر سلامت روان است. نظام‌های اقتصادی بر اساس دیدگاه انسان‌شناسانه و توانمندی‌های خود درصدد هستند تا بستری مناسب برای زندگی انسان فراهم نمایند و فعالیت‌های علمی، خدماتی را در راستای رفاه آنان به کار گرفته و بار اقتصادی بیماری‌های روانی را کاهش دهند. متأسفانه در دنیای صنعتی امروز بیماری‌های روانی به طور فزاینده‌ای در حال افزایش است و درمان بیماری‌های روانی پرهزینه و بر بهره‌وری فرد، عملکرد شغلی، رفاه اقتصادی و اجتماعی تأثیرگذار است (تاسیک[1] و همکاران، ۱۳۸۶: ۳۶۰). همچنین امروزه مشکلات سلامت روان از جمله چالش برانگیزترین و پیچیده‌ترین بیماری‌ها به شمار می‌روند و شیوع اختلالات روانی در کشورهایی با درآمد پایین و متوسط (*LAMICs*)، با رشد روز افزونی مواجه بوده است (سازمان جهانی بهداشت، ۲۰۱۱). آن‌گونه که مطالعات نشان می‌دهد در ایران نیز در سال‌های اخیر با شیوع روز افزون اختلالات روانی و رفتاری مواجه هستیم. چنان‌که، بر اساس اولین مطالعات انجام شده در حوزهٔ سلامت روان در طول دههٔ ۱۳۴۰، میزان شیوع اختلالات روانی بین ۱۱/۹ تا ۱۸/۶ درصد برآورد شده است (داویدیان، ۱۳۵۳). در مطالعاتی که در دههٔ ۱۳۷۰ صورت گرفته، شیوع این اختلالات بین ۱۲/۵تا ۳۰/۲ درصد متغیر و رشد روز افزونی داشته، چنان‌که درصد قابل توجهی از افراد ۱۵ ساله و بیشتر را در بر می‌گیرد و این مقدارنسبت به سال ۱۳۷۸، ۱/۷ برابر شده است (نور بالا و باقری یزدی، ۱۳۸۰). همچنین نور بالا (۱۳۹۰) در تحقیقات خود نشان داد در برههٔ زمانی ۱۰ ساله ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰، میزان شیوع بیماری روانی در ایران ۶۳ درصد افزایش یافته است و اکنون به حدود ۳۸ درصد رسیده است. سطح درآمد مناسب منجر به بهبود سلامت و سلامت روانی می‌شود، مردم در کشورهای ثروتمند عمر و سلامتی بیشتری نسبت به مردم کشورهای فقیر دارند. افزایش درآمد سلامت و طول عمر فقرا را افزایش خواهد داد بنابرین توزیع مجدد درآمد از ثروتمندان به فقرا میزان سلامت جمعیت را بهبود خواهد بخشید (ساموئل پرستون[2]، ۱۹۷۵). از طرفی ارتباطات متعدد، چندگانه و دوطرفه‌ای بین بیماری‌های سلامت روان و مشکلات اشتغال وجود دارد. جنون به ویژه اسکیزوفرنی به احتمال زیاد در سال‌های نوجوانی یا طی دههٔ بیست سالگی پدیدار می‌شود یعنی دوره‌ای که مردم روی سرمایه‌های انسانی خود سرمایه‌گذاری کلیدی

[1]. Tasik
[2]. Preston (1975)

می‌کنند و به همین دلیل این بیماری‌ها پیامدهای اقتصادی مادام العمر دارند. همان طور که دیده شده، بهره‌وری از دست رفته، هزینه‌های فرصت بسیاری دارد اما عواقب گسترده‌تر آن برای درآمد خانوار، رفاه جامعه و رشد اقتصاد ملی است (ایمی و نپ[1]،۲۰۱۴). از طرفی در کشورهای با درآمد بالا فقر و بیکاری و فشارهای مالی به صورت معمول با اختلالات روانی همراه است. چندین مطالعه اپیدمیولوژیک ارتباط مثبت بین وضعیت اجتماعی اقتصادی نامناسب از یک سو و مصرف الکل و مواد مخدر و نرخ اسکیزوفرنی و افسردگی از طرف دیگر را نشان داده‌اند. خودکشی و خودآزاری هم به شدت با محرومیت‌های اجتماعی و اقتصادی همراه است، همچنین کودکان در خانواده‌های بسیار فقیر به شدت از اختلالات رفتاری رنج می‌برند (پاتل و همکاران[2]، ۲۰۱۰). امید به زندگی در جوامع نابرابر کوتاه‌تر از جوامع تساوی‌گرا است. شمار قابل توجهی از مطالعات اکولوژیک نشان می‌دهد امید به زندگی کشورها به صورت منفی با نابرابری درآمد ارتباط دارد حتی بعد از این‌که سطوح درآمد سرانه در کشورها کنترل شدند (دی وگلی[3]، ۲۰۰۵). در این مطالعه با توجه به ضرورت موضوع، این مسئله بررسی شد که عواملی مانند رشد اقتصادی و نابرابری درآمد و بیکاری و تورم در ۳۰ استان کشور طی سال ۱۳۸۷ چه تأثیری بر شاخص سلامت روان دارند؟ در این پژوهش، رشد اقتصادی به عنوان یک عامل اساسی تأثیرگذار بر سلامت روان شناخته شده است؛ که به عنوان علت زمینه‌ای و اساسی تفاوت در سلامت روان مطرح می‌شود. ضمن این‌که اثر عواملی مانند نابرابری درآمد و بیکاری و تورم به عنوان سه عامل مهم تأثیرگذار بر شاخص سلامت روان بررسی می‌شود. فرضیه‌های پژوهش عبارتند از: ۱- نابرابری درآمد در جامعه سلامت روان را تضعیف می‌کند. ۲- رشد اقتصادی سلامت روان را بهبود می‌بخشد. ۳- بیکاری و تورم رابطهٔ منفی با شاخص سلامت روان دارند.

۲- چارچوب نظری

از میان عوامل محیطی مؤثر بر سلامت روان، نقش اقتصاد در سلامت روان افراد، بسیار حائز اهمیت و مورد توجه صاحب‌نظران است. سلامت روانی تحت تأثیر پایگاه اجتماعی- اقتصادی

1. Knapp & Iemmi (2014)
2. Patel (2010)
3. De Vogli (2005)

(*SES*)[1] است (تاسیک و همکاران، ۱۳۸۶). از این رو نظریات متفاوتی برای بیان رابطهٔ عوامل اقتصادی و سلامت روان مطرح شده اند. دو فرضیه در این زمینه مطرح است: بر طبق فرضیه علیت اجتماعی، فقر و نابرابری درآمد خطر ابتلا به بیماری‌های روانی را افزایش می‌دهد (فشارهای مالی، محرومیت اجتماعی و سوء تغذیه). با این حال فرضیه انتخاب اجتماعی یا رانش معتقد است افراد مبتلا به اختلالات روانی با خطر فقر شدید مواجه هستند. زیرا هزینه‌های درمان و از دست دادن شغل افزایش و در نتیجه درآمد کاهش می یابد. نظریه علیت اجتماعی بیشتر مربوط به اختلالات شایع روانی مانند افسردگی و اضطراب است و نظریه رانش بیشتر مربوط به اختلالات شدید روانی مانند اسکیزوفرنی است (ایمی ونپ، ۲۰۱۴). عوامل اقتصادی از جمله بیکاری، بی ثباتی اقتصادی، تورم افسارگسیخته، رکود اقتصادی، و توزیع ناعادلانه درآمدها در جامعه مهم‌ترین عوامل اقتصادی مؤثر برسلامت روان هستند.

۲-۱- نظریه‌های بیکاری و سلامت روان

در سال ۱۹۹۳ مولر، هیکس و وینوکر[2] نشان داده‌اند که اثرات منفی افسردگی، اضطراب و کاهش عزت نفس به دلیل بیکاری افراد پدید می آید. تحقیقات همچنین نشان داده است عدم اشتغال با مشکلات جسمی و روانی مثل افسردگی، اضطراب و نرخ بالای خودکشی مرتبط است (میکانن و رافیل[3]، ۲۰۱۰). همچنین یافته‌های پژوهشی روهم[4] (۲۰۰۳) نشان داده است که افزایش در نرخ بیکاری ارتباط مثبتی با بیماری های روانی دارد و شمار زیادی از مطالعات اثر منفی بیکاری بر خودکشی، افسردگی، شرایط جسمانی و سوء مصرف مواد را تأیید می‌کنند. نظریه کارکردی «جاهودا[5]»: جاهودا، در سال ۱۹۷۹ تا ۱۹۸۲ در توجیه تأثیر منفی بیکاری بر سلامت روانی، نظریهٔ «محرومیت مکنون» را مطرح می‌نماید. مطابق با این نظر، اشتغال دارای دو عملکرد است؛ عملکرد آشکارکه با داشتن درآمد و عملکرد مکنون که با نیازهای روان شناسی ارتباط دارند. افراد ابتدا

---

[1]. پایگاه اجتماعی- اقتصادی: socioeconomic status موقعیتی است که فرد در میان یک گروه دارد. یا به مرتبه اجتماعی- اقتصادی یک گروه در مقایسه با گروه‌های دیگر گفته می‌شود. به بیان دیگر، موقعیتی که یک فرد یا خانواده با ارجاع به استانداردهای میانگین رایج درباره ویژگی‌های فرهنگی، درآمد مؤثر، دارایی‌های مادی و مشارکت در فعالیت‌های گروهی-اجتماعی به دست می‌آورد.

[2]. Muller & Hicks & Winocur (1993)
[3]. Mikkonen & Raphael (2011)
[4]. Ruhm (2003)
[5]. Jahoda (1982)

کار را برای عملکرد آشکار آن انجام می دهند، اما حین کار از مزایای عملکرد مکنون آن نیز بهره‌مند می‌شوند. بنابراین محرومیت از کار و تحصیل و حرفه سبب می‌شود که آن‌ها هم از عملکرد آشکار و هم از عملکرد مکنون کار، بی‌بهره بمانند و نتیجهٔ محرومیت از هر دو بر سلامت روان افراد تأثیر منفی دارد (جاهودا، ۱۹۸۲). نظریه محدودیت عمل فرایر: نظریهٔ دیگری که در توجیه تأثیر بیکاری و ترک تحصیل افراد ارائه شده، نظریه محدودیت عمل است (فرایر[1]، ۱۹۸۶). اما مطابق این نظر از دست دادن کار سبب محدود شدن منابع فردی می‌شود که پیامد آن به این صورت است که فرد آیندهٔ معناداری برای خود ترسیم نکند. بنابراین سلامت روانی آن ها تقلیل می‌یابد.

۲-۲- تورم [2] و سلامت روان

تورم یکی از اساسی‌ترین معضلات اقتصادی هر کشوری است، هزینه‌های روانی تورم از بی‌اعتمادی مردم نسبت به ارزش پول ملی حکایت دارد و عدم احساس رضایت خاطر روانی ناشی از این ذهنیت است که تورم، حاصل کار آن‌ها را هدر می‌دهد. یکی دیگر از هزینه‌های روانی تورم ایجاد یک حالت نااطمینانی و بلاتکلیفی در جامعه است (کریمی، ۱۳۸۴).

۲-۳- رشد اقتصادی و سلامت روان

سلامتی از جمله مواردی است که در دوران رونق اقتصادی افزایش و در دوران رکود اقتصادی کاهش می‌یابد. سلامت جسمانی، روانی و بهره‌مندی از خدمات پزشکی با شرایط کلان اقتصادی و دوره‌های تجاری (رونق و رکود) تغییر می‌کند. برای اولین بار تأثیر متغیرهای اقتصادی بر نرخ مرگ و میر را هاروی برنر[3] بررسی نمود. وی نشان داد که رکود اقتصادی منجر به کاهش سلامت جسمی و روانی و افزایش مرگ و میر در جامعه می‌شود و بالعکس. از آنجا که سلامت روانی یکی از اجزای اصلی سلامت محسوب می شود در این بخش از مبانی نظری بخش سلامت برای تبیین موضوع استفاده شده است. کوزنتس، در یکی از مقاله های خود با عنوان رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی این فرضیه را مطرح نمود که در مسیر توسعهٔ اقتصادی هر کشور، نابرابری درآمد نخست افزایش یافته و پس از ثابت ماندن در سطح معینی، به تدریج کاهش می یابد. این الگو، بعداً

1. Fryer (1986)
2. Inflation
3. Bernner

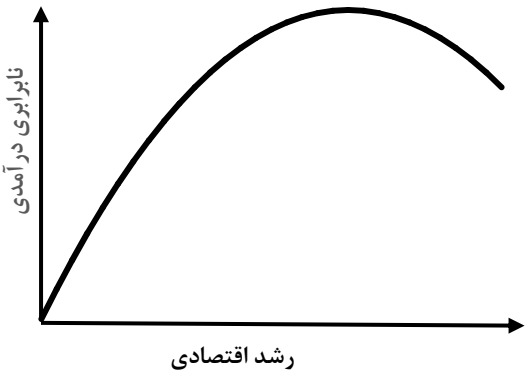
به نام منحنی U وارون کوزنتس[1] معروف شد. از لحاظ نموداری فرضیهٔ کوزنتس بیان‌گر رابطه‌ای به شکل U وارون بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد است که آن را می توان به صورت شکل ۱ نشان داد (مهرگان و دیگران، ۱۳۸۷). رابطه میان رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست به صورت U وارون، نیز به منحنی محیط زیستی کوزنتس معروف است. بدین شکل که در سال های اولیه رشد اقتصادی، مقدار تخریب محیط زیست افزایش می‌یابد اما به مرور زمان و پس از رسیدن به سطح معینی از رشد، کیفیت محیط زیست بهبود می یابد. به عبارت دیگر در مراحل بالای رشد، مقدار تخریب محیط زیست کاهش پیدا می کند. اکثر پژوهش‌های انجام شده در این زمینه، به بررسی عواملی به غیر از درآمد که به فرضیه محیط زیستی کوزنتس منتهی می‌شود، می‌پردازند (کایکا و زرواس[2]، ۲۰۱۴). بنابرین منحنی کوزنتس که نخست برای بررسی اثرات رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد و سپس به اثرات محیط زیستی کوزنتس بسط داده شد، قابل تعمیم به سایر اثرات مثبت و منفی رشد اقتصادی نیز هست. مطالعات کوستا- فونت نشان داد که منحنی به نام منحنی کوزنتس سلامت[3] وجود دارد که بر طبق آن در کشورهای در حال توسعه رابطهٔ U وارون بین رشد اقتصادی و شاخص های سلامت وجود دارد (کوستا- فونت[4] و دیگران، ۲۰۱۳). همچنین در کشورهای درحال توسعه در مرحل اولیه رشد اقتصادی دستاوردهای سلامت و تخریب محیط زیست ممکن است یکدیگر را خنثی کنند و فرض اصلی این است که سلامت جمعیت با رشد و توسعه اقتصادی بهبود پیدا می‌کند. این اصلاحات توسط افزایش استانداردهای زندگی از جمله بهبود دسترسی به فرصت‌های آموزشی و خدمات بهداشتی و درمانی صورت می گیرد (گانگادهاران و ولنزوئلا[5]، ۲۰۰۱).

۲-۴- نابرابری درآمد

برای حفظ سلامت روان باید به توزیع درآمدها در جامعه توجه داشت چرا که یکی از مهم‌ترین عوامل به وجود آورنده و تشدیدکننده فقر، نابرابری‌های اقتصادی به ویژه توزیع ناعادلانه درآمدها در بین افراد جامعه است (ایمی و نپ، ۲۰۱۴). فرضیه نابرابری درآمد به دو شکل بیان شده است: در شکل پیچیدهٔ آن نابرابری در توزیع درآمد، سلامتی همهٔ اعضای جامعه را صرف نظر از سطوح

1. Kuznets Curve
2. Kaika & Zervas (2014)
3. Health Kuznets Curve
4. Costa-Font (2013)
5. Gangadharan & Valenzuel (2001)

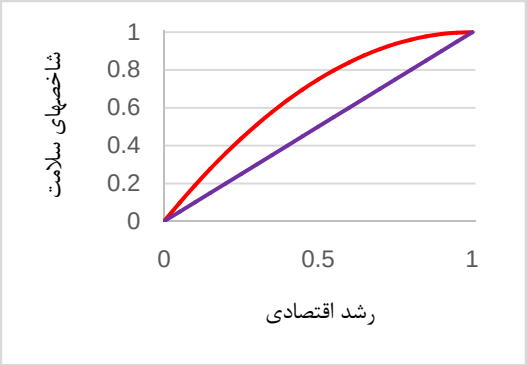
درآمدی آن‌ها تحت تأثیر قرار می‌دهد و در شکل ساده‌تر آن نابرابری، سلامتی فقیرترین افراد در جامعه را کاهش می‌دهد (لی و زو[1]، ۲۰۰۶). فرضیهٔ درآمد نسبی: براساس فرضیهٔ درآمد نسبی (یا فرضیه ضعیف نابرابری درآمد) افرادی در یک گروه که نسبت به هم‌شأنان خود بیشتر محرومیت اقتصادی دارند بیشتر محتمل فقر سلامتی هستند. درآمد نسبی پایین ممکن است به فشار و افسردگی منجر شود. بعضی فراتر رفته و بر اساس فرضیه قوی نابرابری درآمد ادعا کرده‌اند که نابرابری درآمد ممکن است بر سلامت هر دو گروه هم ثروتمندان هم فقرا، احتمالاً از طریق سرمایه‌گذاری منفی بر سلامت عمومی، فرسایش سرمایه انسانی و سرمایه اجتماعی اثر بگذارد (پژویان و واعظی، ۱۳۸۸).



شکل (۱): U معکوس مربوط به فرضیه کوزنتس[2]

[1]. Li & Zhu (2006)

[2]. مهرگان، ۱۳۸۷



شکل (۲): منحنی کوزنتس سلامت[1]

۳- پیشینه

محسنی چراغلو (۲۰۱۳) با استفاده از تجزیه و تحلیل اثرات ثابت داده‌های پنل از سال ۱۹۷۹-۲۰۰۴ رابطهٔ بین بازارهای کار و نرخ خودکشی در ایالات متحده را بررسی کرد. نتایج نشان داد در ایالات متحده نرخ‌های بالاتر بیکاری برای گروه سنی ۶۵-۳۵ سال با نرخ بالاتر خودکشی همراه است. به عبارت دیگر سلامت روانی افراد این گروه بیشتر تحت تأثیر شرایط کاری قرار دارد. تف[2] (۲۰۱۱) در مقالهٔ خود به بررسی رابطهٔ چرخه‌های تجاری و سلامت روان در ایالات متحده پرداخت. او با استفاده از داده‌های منحصر به فرد موجود از سال ۲۰۱۰-۲۰۰۴ رابطهٔ بین بیمهٔ بیکاری هفتگی و نرخ بیکاری را با شاخص‌های افسردگی و اضطراب تخمین زد. نتایج مدل اثرات ثابت نشان داد که رابطهٔ مثبتی بین نرخ بیکاری و شاخص افسردگی وجود دارد از طرفی رابطهٔ منفی بین دارندگان بیمهٔ بیکاری و شاخص افسردگی و اضطراب وجود دارد. گانگادهاران[3] و همکاران (۲۰۰۱) در پژوهش خود به بررسی ارتباط شاخص‌های سلامت و متغیرهای محیط زیست پرداختند. نتایج نشان داد که درآمد سرانه، تراکم جمعیت، سطح شهرنشینی، نابرابری در توزیع درآمد و همچنین سطح آموزش و پرورش تأثیر قابل‌توجهی در تنش‌های محیط زیستی دارد و متغیرهای نگرانی‌آفرین فشار محیطی اثر منفی معنی‌داری بر سلامت دارند. همچنین تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و معنی‌داری بر وضعیت سلامت دارد. لیندستروم[4] و همکاران (۲۰۱۴) برای

---

[1]. مقاله کوستا و فونت، ۲۰۱۴

[2]. Teff (2011)
[3]. Gangadharan (2011)
[4]. Lindström (2014)

نخستین بار رابطهٔ فشارهای اقتصادی دوران کودکی و بزرگسالی و ضعف سلامت روان را با رجوع به فرضیه‌های انباشتگی، دوره بحرانی و تحرک اجتماعی در زندگی مورد بررسی قرار دادند. در این بررسی سلامت روانی در سال ۲۰۰۸ با روش پرسشنامه‌ای *GHQ12* در اسکین[1] مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که این سه فرضیه به هم پیوسته هستند، فرضیه انباشتگی و تحرک اجتماعی رابطهٔ فشارهای اقتصادی دوران کودکی و بزرگسالی با وضعیت نامطلوب سلامت روان تأیید کرد ولی فرضیه دوره‌ی بحرانی این رابطه را تأیید نکرد. آلبو[2] و همکاران (۲۰۱۴) با توجه به این‌که به طور معمول در محلات فقیرنشین وضع سلامت بدتر است، به بررسی ویژگی‌های اجتماعی اقتصادی و شاخص‌های سلامت در محلات مختلف انگلیس پرداختند. که نمونه پژوهش آن‌ها شامل ۴۸۷۱ مادر در گروه سنی ۵۳-۱۵ سال بود. نتایج نشان داد مادرانی با موقعیت‌های اقتصادی و اجتماعی پایین زمانی که در محله‌هایی سطح پایین زندگی می‌کنند، فاقد حمایت اجتماعی، عزت نفس و سلامت روان هستند. به¬علاوه هرگونه مزایای همگنی اجتماعی اقتصادی ممکن است با سطح محرومیت در محله‌ها خنثی شود.کوستا فونت و دیگران؛ در پژوهش خود رابطهٔ دو شاخص سلامت با رشد اقتصادی را در قالب منحنی محیط زیستی کوزنتس در کشورهای در حال توسعه مورد بررسی قرار دادند. نتایج رابطهٔ U وارون را برای شاخص تعیین سلامت فردی تأیید کرد ولی برای شاخص توده بدنی[3] این رابطه تأیید نشد. احمدی، غفاری وعمادی (۱۳۸۸) در پژوهشی تحت عنوان"رابطهٔ متغیرهای کلان اقتصادی با سلامت در ایران" ادعا کردند که سلامت و به طور جزئی سلامت روان مستقل از متغیرهای کلان اقتصادی نیست. نتایج آزمون آن‌ها نشان داد که تأثیرگذاری تولید ناخالص داخلی بر شاخص امید به زندگی مطابق با انتظارات نظری نیست و این دو متغیر رابطه‌ای هم سو ندارند، در این تخمین روابط بین نرخ تورم و نرخ بیکاری و هزینهٔ دولت در بخش بهداشت و درمان، مطابق با انتظارات نظری و معنی‌دار است. ضریب جینی به عنوان یکی از شاخص‌های معرف سطح نابرابری در کشور، به طور معنی‌داری نشان دهندهٔ تأثیر منفی خود بر بخش سلامت است. پژویان و واعظی (۱۳۸۸) در پژوهشی اثرات متقابل دو مقولهٔ مهم اقتصادی- اجتماعی یعنی نابرابری درآمد-سلامت را با تعریف دو شاخص از سلامت در ۳۰ استان کشور طی دورهٔ ۱۳۸۵-۱۳۶۱ مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد رابطهٔ نابرابری درآمد با مرگ و میر نوزادان و علل مرگ مثبت است و در

1. Skin
2. Albo (2014)
3. Body Mass Index

استان‌های با درآمد بالا رابطه‌ی قوی بین نابرابری درآمد و سلامت وجود دارد. به بیان دیگر فرضیهٔ درآمد مطلق در این استان‌ها تأیید شد. همچنین در مورد اثرات میانگین درآمد بر سطح سلامت مشاهده شد که با افزایش میانگین درآمد میزان مرگ و میر کاهش می‌یابد. اما در استآن‌هایی با درآمد بالا، رابطهٔ ضعیفی بین میانگین درآمد و سلامت یافت شد و به بیان دیگر فرضیهٔ درآمد مطلق در این استآن‌ها تأیید نشد.

پرستون[1] در سال ۱۹۷۵ نشان داد که میان نابرابری درآمد و امید به زندگی رابطه‌ی منفی وجود دارد که با اعمال توزیع مجدد درآمد از ثروتمندان به فقرا، سطح سلامتی فقرا به میزان بیشتری افزایش خواهد یافت.

۴- الگوی تحقیق

در مدل ریاضی مورد تحلیل این مطالعه، سلامت روان به صورت تابعی از متغیرهای مؤثر بر آن بیان شده است:

$$Mh = f\left(GDP, UN, INF, Gini, POP\right) \qquad (۱)$$

در معادله بالا Mh شاخص سلامت روان است که تابعی از GDP تولید ناخالص داخلی، Un نرخ بیکاری، inf نرخ تورم، $Gini$ ضریب جینی و POP جمعیت در نظر گرفته شده است. در تدوین الگوی مورد برآورد این بررسی با استفاده از مبانی نظری و همچنین مدل های به کار گرفته شده در مطالعات تجربی پیشین، سعی شده است که با توجه به بحث محیط زیستی کوزنتس و مدل نیومار الگویی اتخاذ شود که روابط بین متغیرها را به خوبی توصیف کند. لذا در برآورد مدل مقطعی به روش OLS داریم:

$$\ln(\mathrm{Mh}) = \alpha + \beta_1 \ln(\frac{GDP}{POP}) + \beta_2 \left(\ln\left(\frac{GDP}{POP}\right)\right)^2 + \beta_3 \ln\left(Un\right) + \beta_4 \ln(\mathrm{Inf}) + \beta_5 \ln\left(Gini\right) + \varepsilon \qquad (۲)$$

Mh : شاخص سلامت روان، Un نرخ بیکاری، inf نرخ تورم، $Gini$ ضریب جینی.

$\frac{GDP}{pop}$: تولید ناخالص داخلی سرانه (میلیارد ریال) به قیمت سال پایه ۱۳۸۳.

[1]. Preston Curve (1975)

۴-۱- تخمین الگو و نتایج تجربی

در ادامه به تشریح نتایج تخمین الگو پرداخته شده است.

۴-۱-۱- سیستم استنتاج فازی

سلامت روانی یکی از مفاهیم فازی[1]، پیچیده و مبهم به شمار می‌رود چراکه هیچ‌گاه با فهرست یا خصوصیات ثابت یا ویژگی‌های معین تعریف نشده و به دنبال شرایط و عوامل فردی ومحیطی تغییر پیدا می‌کند. در گزینش عوامل مؤثر بر سلامت روان اهداف، ابزار تحقیق و نیز دسترسی به اطلاعات در انتخاب این عوامل بی‌تأثیر نخواهد بود. از این رو با توجه به هدف این مطالعه و نیز لزوم دسترسی به آمار و اطلاعات جهت ایجاد یک سیستم استنتاج فازی تنها عواملی که دارای داده‌های آماری در سطح استانی باشند مورد استفاده قرار می‌گیرند. بر این اساس آمار مربوط به سرقت، تحصیلات، خودکشی، ازدواج و طلاق در دسترس بوده و از این عوامل در فرآیند ایجاد شاخص فازی استفاده شده است. در این پژوهش شاخص سلامت روان به کمک سیستم استنتاج فازی بر اساس داده‌های ۳۰ استان کشور در سال ۱۳۸۷ برآورد شد. منطق فازی بر مبنای مفاهیم مجموعه‌های فازی شکل گرفته است. یک مجموعه فازی، یک مجموعه با مرزهای نامشخص است. در واقع اعضای آن می‌توانند به صورت جزئی در آن عضویت داشته باشند. استدلال در منطق فازی تعمیمی از منطق بولی است. اگر به گزاره‌ی درست مقدار یک و به گزاره‌ی نادرست مقدار صفر نسبت داده شود، در منطق فازی می‌توان از مقادیر بین ۰ و ۱ استفاده نمود. مجموعه‌های فازی به عنوان مجموعه‌ای از زوج‌های مرتب به صورت زیر بیان می‌شوند.

$$A = \{(x, \mu_A(x)) \mid x \in X\} \qquad (۳)$$

به گونه‌ای که $\mu_A(x)$ تابع عضویت متغیر x در مجموعه A است.

نحوه نگاشت هر نقطه از فضای ورودی به یک مقدار عضویت بین ۰ و ۱ تابع عضویت[2] نامیده می‌شود. تنها شرطی که تابع عضویت باید تأمین کند این است که خروجی آن باید بین ۰ و ۱ باشد. تاکنون انواع مختلفی از توابع عضویت ارائه شده است که در این بین توابع عضویت مثلثی و گاوسی از پرکاربردترین آنان به شمار می‌روند. در این مطالعه جهت ایجاد پایگاه دانش و اعمال

[1]. Fuzzy
[2]. Membership Function (MF)

نظر خبرگان در سیستم از تابع عضویت گاوسی استفاده شده است که با دو پارامتر c و σ تعریف می‌شود:

$$\mu_{A^i} = \exp\left(-\frac{\left(c_i - x\right)^2}{2\sigma_i^2}\right) \qquad (۴)$$

در فرموله کردن دستورات شرطی منطق فازی از قواعد "اگر- آنگاه" استفاده می‌شود. این قواعد شامل یک یا چند فرض و یک نتیجه است. در مطالعه حاضر مقادیر مختلف فازی شده عوامل موثر بر شاخص سلامت روان به عنوان متغیرهای قسمت فرض و شاخص سلامت روان به عنوان متغیر قسمت نتیجه در نظر گرفته می‌شود. به منظور فازی‌سازی متغیرها در مرحله اول برای هر یک از متغیرهای ورودی عبارت‌های زبانی کم (L) و زیاد (H) و نیز برای شاخص سلامت روان عبارت زبانی خیلی خیلی کم (VVL)، خیلی کم (VL)، متوسط (M)، زیاد (H)، خیلی زیاد (VH) و خیلی خیلی زیاد (VVH) استفاده شده است. برای مثال پس از جمع‌آوری نتایج پرسشنامه‌ها یکی از نظرات غالب خبرگان به صورت زیر حاصل شد:

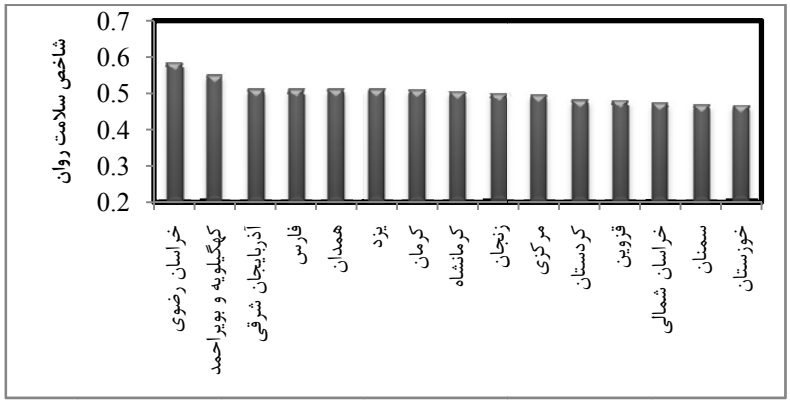
$$\begin{aligned} &if\ x_1\ is\ H\ and\ x_2\ is\ H\ and\ x_3\ is\ L \\ &and\ x_4\ is\ L\ and\ x_5\ is\ L\ then\ y\ is\ VVH \end{aligned} \qquad (۵)$$

در رابطه فوق x_1 تا x_5 به ترتیب نماد متغیرهای ازدواج، تحصیلات عالیه، طلاق، خودکشی و سرقت بوده و y نشان دهنده شاخص سلامت روان جامعه است. سیستم فازی مورد استفاده در این پژوهش، سیستم استنتاج فازی ممدانی است که در آن پس از تعیین توابع عضویت فازی برای هر یک از عبارت‌های زبانی مربوط به متغیرهای ورودی و متغیر خروجی، پایگاه قواعد مبتنی بر دانش خبره ایجاد می‌شود. دانش خبره در این مطالعه به کمک پرسشنامه و نظرسنجی از خبرگان روانشناسی مناطق مختلف کشور ساخته شده است. در سیستم استنتاج فازی مورد استفاده در بخش فرض از عملگر AND (min) و در بخش نتیجه از عملگر تجمیع (max) استفاده شده است و جهت دستیابی به یک شاخص غیرفازی از روش غیر فازی‌سازی مرکز سطح بر اساس رابطه زیر استفاده شده است (جانگ[1]، ۱۹۹۳):

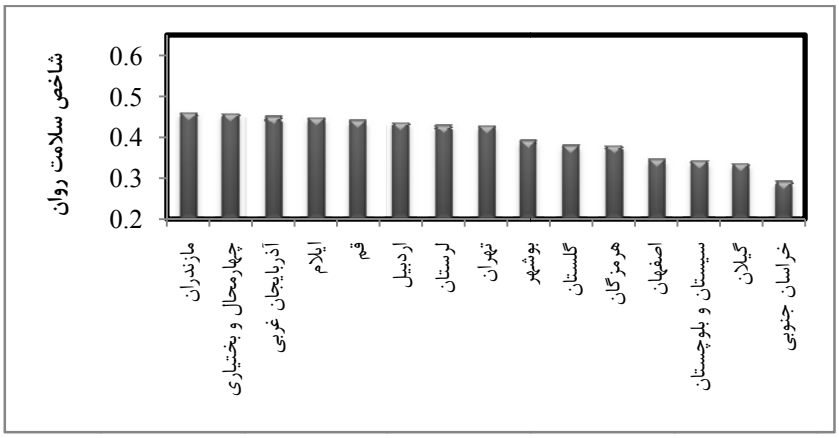
[1]. Jang (1993)

$$y^* = \frac{\int \mu_i(y).y\ dy}{\int \mu_i(y)dy} \qquad (۶)$$

به منظور برآورد شاخص سلامت روان و مدلسازی سیستم استنتاج فازی از نرم افزار *MATLAB2014a* استفاده شد. جامعه آماری در فرآیند ایجاد پایگاه دانش ۳۰ نفر از نخبگان روانشناسی استان‌های مختلف کشور بودند که داده‌های مربوطه به کمک پرسشنامه جمع‌آوری شد. شاخص سلامت روان برآورد شده برای استان‌های کشور در سال ۱۳۸۷ ترسیم شده است.



شکل (۳): نمودار شاخص سلامت روان ۱۵ استان با شاخص بالاتر برای سال ۱۳۸۷



شکل (۴): شاخص سلامت روان ۱۵ استان با شاخص پایین‌تر برای سال ۱۳۸۷

۴-۱-۲- اطلاعات و داده‌های آماری

در جمع‌آوری داده‌های تخمین، سعی شده است تا گردآوری داده‌ها تا حد ممکن از یک منبع اطلاعاتی به دست آید، تا احتمال تفاوت در داده‌ها و اشتباه در تخمین، حداقل شود. اطلاعات مزبور به صورت مقطعی در سال ۱۳۸۷ برای ۳۰ استان کشور است. منبع اصلی مورد استفاده برای داده‌های کلان اقتصادی و داده‌های مربوط به برآورد شاخص سلامت روان، اطلاعات و ارقام منتشر شده از سوی پایگاه نشریات مرکز آمار ایران است.

۴-۱-۳- تخمین مدل

با توجه به این‌که اطلاعات مورد استفاده برای متغیرهای مورد نظر به صورت مقطعی است، استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای برآورد مدل خالی از اشکال خواهد بود. به منظور تخمین مدل‌ها، از روش اقتصاد سنجی و الگوی حداقل مربعات معمولی در جهت تعیین اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص سلامت روان استفاده شده است و بدین منظور نرم افزار *Eviews* مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج برآورد الگو در جدول (۱) منعکس شده است.

جدول (۱): نتایج برآورد الگوی رگرسیون خطی

متغیرها	ضرایب	آماره t	احتمال
C	-۱۳/۴	-۳/۶۴	۰/۰۰۱۸
LOG(GDP)	۲/۰۳	۳/۱۴	۰/۰۰۵۶
(LOG(GDP))^2	-۰/۰۸	۰/۰۲۹	۰/۰۰۹۴
LOG(UN)	-۰/۲۱	۰/۰۵۹	۰/۰۰۲۲
LOG(GINI)	-۱/۳۹	۰/۲۵	۰۰۰۰
LOG(INF)	-۰/۳۹	۰/۱۳	۰/۰۱

در این مدل تأثیر نرخ تورم، نرخ بیکاری، رشد اقتصادی و ضریب جینی بر شاخص سلامت روان بررسی شده است. نتایج آزمون نشان می‌دهد که تأثیرگذاری متغیرها مطابق با انتظارات نظری است. تأثیر متغیر رشد اقتصادی بر شاخص سلامت روان مثبت و معنی‌دار است. همچنین مطابق فرضیه محیط زیستی کوزنتس رابطهٔ بین رشد اقتصادی و سلامت روان به صورت U وارون است که این فرضیه هم با توجه به این‌که توان دوم رشد اقتصادی منفی و معنی‌دار شده، تأیید می‌شود. ضرایب متغیر رشد اقتصادی اثر مثبتی بر شاخص سلامت روان دارد، به گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در رشد اقتصادی، شاخص سلامت روان به میزان ۲/۰۳ درصد افزایش می‌یابد. رابطهٔ

بیکاری و سلامت روان هم بر طبق نظریهٔ کارکردی جاهودا منفی و معنی‌دار شده است. رابطه تورم و سلامت روان منفی و معنادار شده است. در نهایت ضریب جینی هم مطابق نظریات درآمد نسبی اثر منفی و معنی‌دار بر شاخص سلامت روان دارد. چنانچه نابرابری افزایش پیدا کند وضعیت سلامت روان وخیم‌تر می‌شود. آماره F با عدد ۱۱/۲۶ و احتمال صفر نمایانگر معنی‌داری کل رگرسیون است. با توجه به مقدار R^2، حدود ۸۴ درصد مدل از درجه اعتبار بالایی برخوردار است، یعنی بیش از ۸۴ درصد از تغییرات شاخص سلامت روان توسط متغیرهای توضیحی درون مدل، توضیح داده شده است. ضریب دوربین واتسون نیز دال بر عدم وجود خودهمبستگی است.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

بر اساس مباحث نظری انتظار می رود که بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی تأثیر معنی داری بر شاخص های سلامت روان داشته باشند. مطالعات تجربی انجام شده جهت آزمون این فرضیات نیز مباحث نظری مذکور را تأیید کرده‌اند. با توجه به فقدان مطالعه‌ای که رابطهٔ مجموعه‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی را بر سلامت روان بررسی کرده باشد، در مطالعه حاضر، با مروری بر مباحث نظری ارتباط متغیرهای کلان اقتصادی با سلامت روان، مورد آزمون قرار گرفت. اولین نتیجه این پژوهش این است در مراحل اولیه توسعه، رشد اقتصادی تأثیر مطلوبی بر سلامت روان دارد و رابطهٔ U وارون بین رشد اقتصادی و سلامت روان مشاهده شد و این نتیجه با توجه به این که ایران یک کشور در حال توسعه است با نتایج قبلی و مبانی نظری سازگار است. متغیرهای تورم و بیکاری نیز همچنان که انتظار می رود تأثیر نامطلوبی بر بروندداد بخش سلامت روان دارد. نتایج آماری روابط برآورد شده از استحکام کافی برخوردارند. این نتایج همسو با نتایج مطالعاتی هستند که برای اقتصاد ایران انجام گرفته اند و آن ها را تأیید می کنند. در واقع بیکاری منجر به تخریب بیشتر سلامت روانی می‌شود. افراد فقیر با از دست دادن کار نه فقط از نظر اقتصادی بلکه به لحاظ روانی نیز دچار آسیب می شوند. سنگینی بار تورم و فقر ناشی از آن می‌تواند افراد را دچار افسردگی، پرخاشگری، اضطراب و مشکلات انطباقی نماید تا جایی که این مشکلات در شدیدترین حالت باعث بروز افکار خودکشی و حتی افکار دیگرکشی و پرخاشگری نسبت به دیگران خواهد شد (موسوی اصل،۱۳۹۱). ضریب جینی به عنوان یکی از شاخص های معرف سطح نابرابری در کشور، به طور معنی‌داری، نشان‌دهنده تأثیر منفی بر سلامت روانی است و مؤید نتایج مطالعات در این زمینه است. با توجه به مطالب بیان شده می توان گفت سلامت روانی مستقل

از دیگر متغیرهای کلان اقتصادی نیست. شواهد بسیاری گویای این حقیقت است که مشکلات اقتصادی ریسک ابتلا به بیماری‌های روانی را افزایش می‌دهد و همچنین خطر ابتلا به اختلالات روانی برای کشوری با تجربه رکود طولانی مدت رو به رشد است. بیکار شدن و بیکار ماندن برای مدت زمان طولانی، تجربه افت درآمد و مشکلات مسکن همه منجر به کاهش سلامت روان، سوء مصرف مواد مخدر، انزوای اجتماعی بیشتر و سلامت جسمانی بدتر می‌شود (ایمی و نپ، ۲۰۱۴).

پیشنهادات

نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد که رشد اقتصادی و نابرابری درآمد در بین ۴ متغیر دیگر بیشترین تأثیر را بر شاخص سلامت روان دارند. بنابرین نخست باید اقدامات و سیاست‌های ضروری جهت بهبود و ثبات رشد اقتصادی در کشور صورت گیرد. سپس به سیاست‌گذاران توصیه می‌شود که توجه و تلاش خود را به مناطقی از کشور با بالاترین نابرابری درآمد معطوف نمایند. در نهایت با توجه به اثرات منفی تورم و بیکاری بر سلامت روان دولت باید با برنامه‌ریزی‌ها و سیاست‌های خود همواره در جهت کاهش بیکاری و تورم گام بردارد تا زمینه برای بهبود سلامت روان در جامعه مهیا شود.

منابع و مآخذ

الف) منابع و مآخذ فارسی

۱. احمدی، علی محمد. محمد غفاری، حسن. و عمادی، سید جواد (۱۳۸۸). "رابطهٔ متغیرهای کلان اقتصادی با سلامت در ایران". فصلنامه علمی - پژوهشی رفاه اجتماعی **۱۰**(۳۹): ۷-۲۵.

۲. پژویان، جمشید. و واعظی، ویدا (۱۳۹۰). "ارتباط بین شاخص توزیع درآمد و شاخص سلامت در ایران". پژوهشنامه اقتصادی **۱۱**(۲): ۱۵۸-۱۳۷.

۳. تاسیک، م. میکلو، ج. و سوبدی، س. (۱۳۸۶). *جامعه شناسی بیماری‌های روانی*. احمد عبداللهی؛ تهران، نشر سمت.

۴. داویدیان، هاراطون. ایزدی، سیروس. نهاپتیان، وارتکس. و معتبر، منصور (۱۳۵۳). "بررسی مقدماتی دربارهٔ شیوع بیماری‌های روانی در منطقه خزر". نشریه بهداشت ایران **۲**(۴): ۱۴۵-۱۵۶.

۵. کریمی، ایرج (۱۳۸۴). *اقتصاد سلامت*، جلد دوم، تهران، نشر گپ.

۶. موسوی اصل، سید مهدی (۱۳۷۸). "روانشناسی و دین". نشریه: روان‌شناسی ۲: ۷۲-۳۵.

۷. مهرگان، نادر. موسایی، میثم. و کیهانی حکمت، رضا (۱۳۸۷). "رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران". فصلنامه علمی پژوهشی رفاه اجتماعی **۷**(۲۸): ۷۶-۵۷.

۸. نوربالا، احمدعلی (۱۳۹۰). "سلامت روانی-اجتماعی و راهکارهای بهبود آن". مجله روانپزشکی و روانشناسی بالینی ایران **۱۷**(۲): ۱۵۱-۱۵۶.

۹. نوربالا، احمدعلی. باقری یزدی، سید عباس (۱۳۸۰). "بررسی شیوع اختلال‌های روانپزشکی در شهر تهران". مجله حکیم **٤**(۲): ۲۱۲-۲۲۳.

ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Albo, C., Uphoff, E.P., Stafford, M., Ballas, D., Wilkinson, R.G., Pickett, K.E. (2014). "The Effects of Socioeconomic Incongruity in the Neighbourhood on Social Support, Self-Esteem and Mental Health in England". Social Science & Medicine 111: 1-9.
2. Costa-Font, J., Hernandez-Quevedo, C., Sato, A. (2013). "Health Kuznets Curve? Cross-Country and Longitudinal Evidence". CESIFO WORKING PAPER NO. 4446.
3. De Vogli, R., Mistry, R., Gtnesotto, R., & Cornia, G. A. (2005). "Has the Relationship between Income Inequality and Life Expectancy Disappeared? Evidence from Italy and Top

Industrialised Countries". Journal of Epidemiology and Community Health 59: 158–162.
4. Deaton, Angus (2001). "Inequalities in Income and Inequalities in Health. in The Causes and Consequences of Increasing Inequality". Journal of Economic Literature 2: 113-158.
5. Fryer, D. M (1986). "Employment Deprivation and Personal Agency during Unemployment: A Critiacal Discussion of Jahoda's Explanation of the Psychological Effects of Unemployment". Social Behavior 1: 3-23.
6. Gangadharan, Lata, Valenzuela M, Rebecca (2001). "Interrelationships between Income, Health and the Environment: Extending the Environmental Kuznets Curve". Ecological Economics 36: 513–531.
7. Harpham, T, Grant, E & C, R. (2003). "Mental Health and Social Capital in cali Colombia". Journal of Social Science and Medicine 58: 2267-2277.
8. Jahoda, M. (1992). "Reflections on Marietta and after". Journal of Occupational and Organizational Psychology 65: 355-358.
9. Jang J. S. R (1993). "ANFIS: Adaptive-Network-Based Fuzzy Inference System". IEEE Transactions on Systems, Man and Cybernetics **23**(3): 665nsact
10. Kaika D, Zervas E (2014). "The Environmental Kuznets Curve (EKC) Theory. Part B: Critical Issues". Energy Policy **37**(1): 225-236.
11. Knapp, M., Iemmi, V. (2014). "Noncommunicable Disease: The Case of Mental Health". Macroeconomic Effect of, Encyclopedia of Health Economics 2: 366-369.
12. Li H, Zhu Y. (2006). "Income, Income Inequality, and Health: Evidence from China". World Institute for Development Economics Research, Discussion Paper 7.
13. Lindström, Martin, MariaFridh, MariaRosvall (2014). "Economic Stress in Childhood and Adulthood, and Poor Psychological Health: Three Life Course Hypotheses". Psychiatry Research 215: 386–393.
14. Mikkonen, J., Raphael, D. (2010). "Social Determinants of Health: the Canadian Facts". Library and Archives Canada Cataloguing in Publication.
15. Mohseni-Cheraghlou, A. (2013). "Labor Markets and Mental Wellbeing: Labor Market Conditions and Suicides in the United States (1979–2004)". The Journal of Socio-Economics 45: 175–186.
16. Muller, J. Hicks. Winocur, S. (1993). "The Effects of Employment and Unemployment on Psychological Well-being in Australian Clerical Workers: Gender Differences". Australian Journal of psychology 45: 103-108.

17. Patel, V., Lund, C., Hatherill, S. (2010). "Mental Disorders: Equity and Social Determinants". In: Blas E, Sivasankara Kurup A, eds. Equity, social determinants and public health programmes. Geneva: World Health Organization 34–115.
18. Preston, S. H. (1975). "The Changing Relation between Mortality and Level of Economic Development". Population Studies 29: 231–248.
19. Ruhm, C.J. (2003). "Good Times Make You Sick". Journal of Health Economics 22: 637–658.
20. Teff, Nathan (2011). "Insights on Unemployment, Unemployment Insurance and Mental Health". Journal of Health Economics 3: 258-26.
21. WHO Regional Office for Europe (2011). "Impact of Economic Crises on Mental Health". Copenhagen, Denmark: WHO Regional Office for Europe.
22. Wilkinson, R. G. (1992). "Income Distribution and Life Expectancy". British Medical Journal 304: 165–168.
23. World Health Organization (2008). "Mental Health Gap Action Programme: Scaling up Neurological, and Substance Use Disorders. Geneva, Switzerland". World Health Organization.

پیوست (۱): شاخص سلامت روان برآورد شده استان‌های کشور طی ۱۳۷۸-۱۳۸۸

استان	۱۳۷۸	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸
آذربایجان‌شرقی	۰/۴۲۴	۰/۵۸۴	۰/۴۹۹	۰/۳۸۰	۰/۴۲۸	۰/۴۰۷	۰/۵۶۶	۰/۵۴۱	۰/۵۶۲	۰/۶۰۹	۰/۵۱۱
آذربایجان‌غربی	۰/۴۹۳	۰/۴۰۸	۰/۳۷۲	۰/۴۱۰	۰/۴۱۳	۰/۵۴۵	۰/۵۶۹	۰/۵۶۳	۰/۵۶۶	۰/۶۱۸	۰/۴۵۳
اردبیل	۰/۵۰۰	۰/۵۲۳	۰/۵۰۸	۰/۴۶۰	۰/۴۴۷	۰/۳۷۱	۰/۴۰۳	۰/۳۹۳	۰/۵۵۵	۰/۵۶۸	۰/۴۳۷
اصفهان	۰/۴۲۰	۰/۴۴۳	۰/۴۰۴	۰/۴۲۰	۰/۴۶۵	۰/۳۶۰	۰/۴۶۴	۰/۴۵۲	۰/۴۶۳	۰/۴۹۶	۰/۳۴۷
ایلام	۰/۴۸۲	۰/۴۸۱	۰/۴۷۵	۰/۴۹۰	۰/۴۷۵	۰/۳۴۷	۰/۳۶۲	۰/۴۷۹	۰/۶۲۳	۰/۵۴۰	۰/۴۴۹
بوشهر	۰/۵۰۲	۰/۴۹۸	۰/۴۶۳	۰/۳۹۰	۰/۴۲۴	۰/۴۳۶	۰/۴۸۱	۰/۵۳۹	۰/۵۶۸	۰/۵۳۱	۰/۳۹۳
تهران	۰/۴۹۹	۰/۵۱۷	۰/۵۷۰	۰/۵۴۰	۰/۴۲۶	۰/۳۸۴	۰/۳۸۲	۰/۴۱۰	۰/۴۵۹	۰/۵۴۱	۰/۴۳۰
چهارمحال و بختیاری	۰/۴۱۶	۰/۳۴۷	۰/۴۵۲	۰/۴۲۰	۰/۳۸۰	۰/۴۱۳	۰/۴۳۴	۰/۵۲۲	۰/۵۸۱	۰/۶۲۸	۰/۴۵۸
خراسان جنوبی	۰/۶۷۴	۰/۶۷۷	۰/۵۷۷	۰/۵۶۰	۰/۵۷۹	۰/۶۱۶	۰/۴۸۴	۰/۵۴۴	۰/۴۳۰	۰/۳۹۷	۰/۲۹۳
خراسان رضوی	۰/۵۳۳	۰/۴۲۱	۰/۳۴۳	۰/۳۱۰	۰/۳۳۵	۰/۳۳۶	۰/۵۳۹	۰/۴۹۱	۰/۵۸۱	۰/۵۸۹	۰/۵۸۲
خراسان شمالی	۰/۶۲۸	۰/۶۵۰	۰/۵۵۱	۰/۵۳۰	۰/۵۲۴	۰/۴۱۸	۰/۳۸۹	۰/۴۷۹	۰/۵۵۵	۰/۵۷۲	۰/۴۷۳
خوزستان	۰/۳۳۴	۰/۴۵۹	۰/۳۸۳	۰/۳۵۰	۰/۴۹۹	۰/۳۳۵	۰/۳۹۵	۰/۴۶۷	۰/۶۱۷	۰/۵۶۱	۰/۴۶۴
زنجان	۰/۴۱۶	۰/۴۸۷	۰/۳۰۲	۰/۳۹۰	۰/۵۶۱	۰/۳۳۵	۰/۵۲۸	۰/۴۸۵	۰/۵۷۲	۰/۴۸۹	۰/۴۹۸
سمنان	۰/۴۳۸	۰/۶۶۲	۰/۶۴۴	۰/۵۷۰	۰/۵۳۷	۰/۴۶۳	۰/۴۲۲	۰/۵۳۳	۰/۵۷۵	۰/۵۷۴	۰/۴۶۹
سیستان و بلوچستان	۰/۳۳۶	۰/۵۰۰	۰/۴۷۶	۰/۳۹۰	۰/۴۰۳	۰/۴۲۱	۰/۴۰۴	۰/۳۸۳	۰/۴۲۲	۰/۴۳۱	۰/۳۴۲
فارس	۰/۴۰۱	۰/۵۰۱	۰/۴۱۰	۰/۴۳۸	۰/۴۷۶	۰/۳۹۵	۰/۴۲۰	۰/۴۰۵	۰/۵۴۵	۰/۵۹۲	۰/۵۱۱
قزوین	۰/۴۰۱	۰/۴۰۲	۰/۳۹۶	۰/۳۹۰	۰/۴۷۸	۰/۴۷۲	۰/۴۸۴	۰/۵۷۶	۰/۴۸۱	۰/۴۴۰	۰/۴۷۸
قم	۰/۴۱۸	۰/۴۳۴	۰/۴۶۲	۰/۴۲۱	۰/۴۰۳	۰/۴۴۳	۰/۴۲۵	۰/۴۸۱	۰/۴۹۱	۰/۵۵۹	۰/۴۴۴
کردستان	۰/۴۶۰	۰/۴۷۵	۰/۴۹۶	۰/۵۹۳	۰/۶۱۹	۰/۴۸۷	۰/۵۹۷	۰/۵۶۸	۰/۳۹۴	۰/۵۹۹	۰/۴۸۲
کرمان	۰/۴۱۷	۰/۳۶۴	۰/۳۰۷	۰/۳۶۴	۰/۴۱۳	۰/۴۶۹	۰/۵۰۹	۰/۵۵۱	۰/۵۹۱	۰/۵۴۶	۰/۵۰۸
کرمانشاه	۰/۴۷۵	۰/۴۷۴	.۰/۵۱۵	۰/۴۷۷	۰/۵۳۲	۰/۵۰۷	۰/۵۷۳	۰/۵۵۱	۰/۵۵۹	۰/۵۶۹	۰/۵۰۱
کهگیلویه و بویراحمد	۰/۴۳۷	۰/۴۱۷	۰/۴۷۹	۰/۵۰۳	۰/۵۳۰	۰/۴۱۵	۰/۴۰۸	۰/۳۹۵	۰/۵۶۱	۰/۵۸۱	۰/۵۵۰
گلستان	۰/۵۰۰	۰/۵۰۱	۰/۳۹۶	۰/۴۴۴	۰/۳۷۹	۰/۳۵۱	۰/۴۶۸	۰/۴۶۲	۰/۵۴۸	۰/۵۴۷	۰/۳۸۱
گیلان	۰/۶۲۲	۰/۶۲۱	۰/۵۴۷	۰/۵۹۵	۰/۶۴۵	۰/۴۹۵	۰/۶۱۳	۰/۵۶۱	۰/۴۸۵	۰/۵۷۴	۰/۳۳۶
لرستان	۰/۴۹۸	۰/۴۱۴	۰/۳۳۲	۰/۴۱۹	۰/۳۹۶	۰/۴۲۶	۰/۵۱۲	۰/۵۰۷	۰/۴۹۱	۰/۴۸۰	۰/۴۳۱
مازندران	۰/۴۵۹	۰/۵۴۷	۰/۴۹۱	۰/۴۹۹	۰/۵۳۵	۰/۴۱۷	۰/۴۵۵	۰/۴۶۰	۰/۵۷۵	۰/۶۰۰	۰/۴۶۲
مرکزی	۰/۴۵۶	۰/۵۸۰	۰/۳۶۷	۰/۴۵۶	۰/۴۶۶	۰/۴۰۴	۰/۴۰۳	۰/۴۷۳	۰/۵۷۹	۰/۶۰۶	۰/۴۹۴
هرمزگان	۰/۵۰۴	۰/۴۹۲	۰/۳۹۹	۰/۳۵۷	۰/۳۳۸	۰/۳۳۴	۰/۳۲۰	۰/۳۹۲	۰/۴۸۶	۰/۴۹۶	۰/۳۸۱
همدان	۰/۴۸۵	۰/۴۵۰	۰/۳۴۳	۰/۴۲۹	۰/۳۹۷	۰/۳۵۴	۰/۴۶۹	۰/۴۸۱	۰/۵۹۰	۰/۶۲۷	۰/۵۱۱
یزد	۰/۴۱۹	۰/۵۰۸	۰/۴۱۴	۰/۴۱۳	۰/۴۸۳	۰/۴۱۳	۰/۴۹۹	۰/۶۲۳	۰/۵۷۸	۰/۴۸۴	۰/۵۱۱

مقایسه اثرات تورم و بیکاری بر شادمانی

اسمعیل ابونوری[۱]
جمال اسکندری[۲]

چکیده

یکی از اهداف اصلی هر جامعه دستیابی به شادمانی (مطلوبیت) است، که شادمانی تحت تاثیر متغیرهای مختلفی از جمله بیکاری و تورم قرار دارد. هدف این مقاله مقایسه اثرات تورم و بیکاری بر شادمانی در کشورهای عضو اتحادیه اروپا و ایران است. برای این منظور از داده‌های پانل (ترکیبی) برای سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۱ استفاده شده است. به منظور مقایسه میزان اثرگذاری تورم و بیکاری بر شادمانی، این متغیرها استاندارد شده‌اند. با برآورد مدل به روش پانل و اثرات ثابت نتایج حاصل نشان می‌دهد که اثرات بیکاری و تورم بر شادمانی منفی و معنادار است. اگر نرخ تورم و نرخ بیکاری هر یک به اندازه یک انحراف معیار افزایش یابد، شادمانی به ترتیب به اندازه ۰/۰۴۴ انحراف معیار و ۰/۱۸۱ انحراف معیار کاهش می‌یابد. مقایسه میان میزان اثرگذاری تورم و بیکاری بر شادمانی نشان می‌دهد که اثر بیکاری بر شادمانی بطور قابل توجهی بیشتر است (آزمون والد). علاوه بر این، اگر تولید ناخالص داخلی سرانه یک انحراف معیار افزایش یابد، باعث افزایش شادمانی به اندازه ۰/۱۴۰ انحراف معیار می‌شود.

واژگان کلیدی: شادمانی، تورم، بیکاری، تولید ناخالص داخلی، داده‌های پانل.

Keywords: Happiness, Inflation, Unemployment, GDP, Panel Data.
JEL Classification: E310, E240, I31, D60.

[۱]. استاد اقتصادسنجی و آماراجتماعی، بخش اقتصاد، دانشگاه سمنان
[۲]. فارغ التحصیل کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، بخش اقتصاد، دانشگاه سمنان (نویسنده مسئول)
Jamal.eskandari@yahoo.com

۱- مقدمه

فعالیت اقتصادی هدف نهایی بشر نیست بلکه ابزاری است برای زندگی شاد و سعادتمند. مطالعه شادمانی با روشی علمی مسیری نو در راستای این هدف در علم اقتصاد است. گرچه روانشناسان از آمارها و گزارش‌های شادمانی برای مطالعات شادمانی سال‌های طولانی استفاده کرده‌اند، اقتصاددانان اخیرا به مطالعه شادمانی مبادرت ورزیده‌اند. اقتصاددانان اولیه و فلاسفه از ارسطو گرفته تا بنتام فیلسوف انگلیسی و اسمیت هر کدام به گونه‌ای به شادمانی اشاره نموده‌اند. بیش از دو قرن پیش، بنتام مدیریت اخلاقی جدیدی را پیشنهاد کرد. او اشاره دارد که شایستگی یک عمل نباید بوسیله‌ی سنجش قصد و هدف فرد قضاوت شود، بلکه باید با تأثیر آن بر میزان شادمانی او مورد داوری قرار گیرد. او شادمانی را به عنوان یک احساس درونی به صورت مجموعه‌ای از آرزوها و خوشی‌ها تعریف کرده است. این فلسفه به فلسفه مطلوبیت گرایان مشهور است. زیرا بر مطلوبیت نتایج رفتاری تأکید دارد. به عقیده‌ی وینهوون[1] چون آن‌ها روی شادمانی تمرکز می‌کنند، بهتر است طرفداران این فلسفه را شادی گرایان[2] بنامیم. هر چند در تحقیقات آن‌ها مطلوبیت تابعی از درآمد (ترجیحات افراد مقید به میزان درآمد آن‌هاست) در نظر گرفته شده است حتی از نظر محافظه‌کاران نیز تاکید صرف بر درآمد باعث از دست دادن رفاه می‌شود که شادمانی جز اصلی آن است. بسیاری از اقتصاددانان در طول زمان به این حقیقت دست یافته‌اند که افراد ترجیحات مختلفی برای کالاهای مادی و معنوی دارند. برای مثال آن‌ها ممکن است شغل کم درآمدتر را برای رسیدن به زرق و برق شغلی بالاتر ترجیح دهند و از این طریق میل به شادمانی خود را ارضاء نمایند. مطالعه شادمانی می‌تواند بخشی از مفروضات اقتصاد متعارف (محدود بودن مطلوبیت به قید بودجه) را به چالش بکشد. اقتصاد شادمانی با طرح روندی جدید در علم اقتصاد می‌تواند بر اندیشه ای واقعی‌تر در مقایسه با حداکثر سود و حداکثر مطلوبیت و رفاه استوار شده و مبنایی برای تعامل بین اثرات مادی و غیر مادی در تصمیم‌گیری رفتار اقتصادی باشد. با توجه به مطالعه گراهام[3] می‌توان نوشت:

$$W_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن W_{it} شادمانی فرد i در زمان t، X_{it} برداری از متغیرهای توضیحی و ε_{it} جمله اخلال

[1]. Veenhoven (1988)
[2]. Tendency to Happiness
[3]. Graham (2005)

است. این رگرسیون معمولا R^2 کمتری نسبت به رگرسیون‌های دیگر اقتصادی دارد، زیرا اندازه‌گیری احساسات و اجزای دیگر شادمانی و نشاط، با احتمال خطای بیشتر در سنجش همراه بوده و در جمله اخلال خلاصه می‌شوند.

بر اساس اصول اساسی اقتصاد خرد، انسان همواره کوشش دارد تا به حداکثر مطلوبیت دست یابد. پیامد این مطلوبیت به نوعی به مفهوم شادمانی و نشاط مربوط می‌شود (دیکی[1]، ۱۹۹۹). در اواخر قرن بیستم موضوع شادمانی و نشاط بشر به عنوان یکی از موضوعات مورد بحث در میان جامعه‌شناسان، روانشناسان و اقتصاددانان مطرح شد. هدف نهایی در اقتصاد نیز افزایش رضایت، رفاه اجتماعی و شادمانی است. تحقیقات نشان داده است که شادمانی، صرف نظر از چگونگی به دست آوردن آن می‌تواند سلامتی جسمانی را بهبود بخشد. افرادی که شاد هستند احساس امنیت بیشتری داشته، آسان‌تر تصمیم می‌گیرند، دارای روحیه مشارکتی بیشتری هستند و نسبت به کسانی که با آنان زندگی می‌کنند بیشتر احساس رضایت دارند (مایرز[2]، ۲۰۰۰: ۵۵).

شادمانی[3] و نشاط به عنوان یکی از مهم‌ترین نیازهای روانی بشر، به دلیل تأثیرات عمده‌ای که بر شکل‌گیری شخصیت آدمی و در یک کلام مجموعه زندگی انسان دارد، همیشه ذهن انسان را به خود مشغول کرده است. از عهد باستان به احساسات مثبت انسان از جمله شادمانی توجه شده است. به تصور ارسطو، دست کم دو نوع شادمانی وجود دارد؛ در پایین‌ترین سطح، مردم عادی شادمانی را معادل موفقیت و کامیابی می‌دانند و در سطوح بالاتر از آن، شادمانی مورد نظر ارسطو یا شادمانی ناشی از معنویت قرار می‌گیرد (آیزنک، ترجمهٔ فارسی ۱۳۷۸: ۱۲). چون شادمانی یکی از هیجانات اساسی بشر است، پس هرکس به فراخور خود آن را تجربه می‌نماید ولی تعریف شادمانی به سادگی تجربه آن نیست.

شادمانی یک حالت روانی است که پس از برآورده شدن امیال انسانی ایجاد می‌شود. شادمان بودن موجب افزایش انرژی روانی، نیروی فیزیکی و انگیزه می‌شود. افلاطون در کتاب جمهوری به سه عنصر در وجود انسان اشاره می‌کند؛ قوه عقل یا استدلال، احساسات، و امیال. افلاطون شادی را حالتی از انسان می‌داند که بین این سه عنصر تعادل و هماهنگی بوجود می‌آورد (دیکی، ۱۹۹۹). ارسطو شادمانی را عبارت از زندگی معنوی می‌داند. از سوی دیگر آرگیل[4] (۲۰۰۱) باور

---

1. Dickey (1999)
2. Myers (2000)
3. Happiness
4. Argyle (2001)

دارد که نشاط از جمله مهم‌ترین عوامل موثر بر روحیه اعضای یک جامعه است. به تصور او، نشاط دارای دو بعد هیجانی و شناختی است. منظور از بعد هیجانی، داشتن احساس شادی، شعف، خشنودی و سایر هیجانات مثبت است و منظور از بعد شناختی نیز دلالت بر ارزشیابی رضایت‌آمیز مولفه‌های مختلف زندگی فردی و اجتماعی است (جعفری و همکاران، ۱۳۸۳: ۱۶).

شناخت عواملی که به شادمانی کمک می‌کند ساده نیست (داینر[1] و همکاران، ۱۹۸۵). رابطه بین شادمانی با بعضی عوامل شامل ویژگی‌های شخصیتی، وراثت، عوامل محیطی، فرهنگی، روابط میان فردی، ازدواج، سرمایه اجتماعی، عزت نفس، اعتقادات مذهبی، عامل خویشاوندی، وضعیت اقتصادی، رضایت شغلی، تفریح و اوقات فراغت مورد بررسی قرارگرفته است.

رضایت از زندگی به نتایج حاصل از مقایسه‌ی اهداف دست یافته با اهداف آرمانی اشاره دارد. به طور کلی رضایت از زندگی شامل گستره و ابعاد زندگی است. در این تعریف، رضایت از زندگی به معنای رضایت از یک موقعیت خاص نیست بلکه به معنای رضایت از تمامی تجارب زندگی است. در واقع رضایت از زندگی به بهزیستی در تمام جنبه‌های زندگی (اجتماعی، اخلاقی، اقتصادی و غیره) اشاره دارد (ارسلان[2] و همکاران، ۲۰۱۰). رضایت از زندگی در دو منظر ذهنی و عینی قابل تصور است. رضایت از زندگی از منظر عینی بر شرایط بیرونی مانند سطح درآمد، شبکه‌های ارتباطی با دوستان، مسائل بلوغ نوجوانی، کیفیت زندگی و دسترسی به خدمات سلامت متمرکز است و از منظر درونی به قضاوت در کیفیت جوانب مختلف زندگی مربوط می‌شود که شامل ادراک شخص از رضایت (رضایت از دوستان، خانواده و محیط زندگی)، و گزارش‌های شخصی در باره سلامت جسمی است (هایبنر[3]، ۲۰۰۴).

از نظر لی و لو[4] (۲۰۰۹) شاخص‌های شادمانی و رضایت از زندگی، به صورت مقیاس‌های عینی و ذهنی وابسته به طرز تفکر اشخاص است. ابعاد ذهنی شادمانی به صورت طبیعی در مقایسه با ابعاد عینی از دقت کمتری برخوردار است. شاد بودن یا شاد نبودن تنها با قوانین ثابت و خارجی قابل ارزیابی نیست، زیرا افراد احساسات خود را در فضاهای اجتماعی خاص تعدیل می‌کنند.

به هر حال، سطح شادمانی کلی افراد در طول زمان تا حدودی قابل سنجش است، زیرا تحت تاثیر عواملی مانند درآمد، وضعیت ازدواج، سلامتی و تحصیلات در طول زمان هر چند به تدریج در حال تغییر هستند. با این وجود، پژوهشگران به نگرانی‌هایی هر چند جزئی در باره قابل اعتماد بودن

---

1. Diener (1985)
2. Arslan (2010)
3. Huebner (2004)
4. Li and Lu (2009)

داده‌های ذهنی شادمانی، به علت وجود نوسانات زودگذر و آنی در احساسات بشر، اشاره دارند (عسگری زاده، ۱۳۸۹: ۳۰).

با توجه به موارد فوق، پرسش‌های مطرح در این پژوهش عبارتند از:

آیا تورم موجب کاهش شادمانی می‌شود؟

آیا بیکاری باعث کاهش شادمانی می‌شود؟

آیا اثر تورم بر شادمانی با اثر بیکاری بر شادمانی متفاوت است؟

این پرسش‌ها را می‌توان به صورت فرضیه‌های زیر مطرح کرد:

نرخ تورم موجب کاهش شادمانی می‌شود.

نرخ بیکاری بر شادمانی اثر منفی دارد.

اثر بیکاری بر شادمانی بیشتر از اثر تورم بر شادمانی است.

با توجه به اهمیت شادمانی (رضایت در زندگی) از یک طرف و عواملی مانند تورم و بیکاری در طرف دیگر، در این مقاله اثرات تورم و بیکاری بر شادمانی برآورد و مقایسه شده است. برای این منظور از داده‌های در دسترس در کشورهای عضو اتحادیه اروپا و ایران در دوره زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۱ استفاده شده است. این مقاله در پنج بخش تدوین شده است. در بخش دوم، پیشینه تحقیق ارائه شده است. بخش سوم به روش تحقیق شامل جمع‌آوری و توصیف داده‌ها و تصریح مدل اختصاص یافته است. در بخش چهارم، نخست تابع شادمانی برآورد و سپس اثر بیکاری و تورم بر شادمانی برآورد و مقایسه شده است. بخش پنجم به نتیجه‌گیری و پیشنهادات اختصاص یافته است.

۲- پیشینه تحقیق

استرلین[1] (۱۹۷۴) اولین اقتصاددانی است که از داده‌های شادمانی برای مطالعات اقتصادی بهره برده است. داده‌هایی که وی در مطالعه اولیه‌اش استفاده کرده مربوط به ایالات متحده آمریکا است که اطلاعات رشد اقتصادی و شادمانی را در دوره ۱۹۴۶-۱۹۵۷ نشان می‌دهد. در این پژوهش استرلین نشان داده است درآمد بالا لزوماً موجب شادمانی نمی‌شود. او نشان داد، شادمانی در کشورهای مختلف با رشد اقتصادی رابطه‌ای ندارد. به عبارت دیگر، افزایش رشد اقتصادی به افزایش شادمانی افراد منجر نمی‌شود. این بحث تحت عنوان پارادوکس (معمای) استرلین مطرح شد. استرلین معتقد است که شادمانی نسبی است: افرادی که در یک جامعه زندگی می‌کنند، خود را در مقام قیاس با

[1]. Easterlin (1974)

دیگران قرار می‌دهند، پس سطح رشد اقتصادی جامعه‌ای که در آن زندگی می‌کنند بر شادمانی افراد آن جامعه اثری نخواهد گذاشت (عسگری زاده، ۱۳۸۹: ۸).

موری[1] (۱۹۸۸) نشان می‌دهد که ارتباط بین شادمانی و درآمد از نقطه‌ای که در آن تولید ناخالص ملی سرانه از مرز ۵۰۰۰ دلار می‌گذرد، قطع می‌شود. پژوهش در این زمینه در قاره اروپا برای اولین بار توسط اینگلهارت[2] (۱۹۹۰) انجام شد. در این پژوهش داده‌های رضایت‌مندی از زندگی در ۹ کشور اروپایی در دوره ۱۹۷۳-۱۹۹۰ مورد استفاده قرار گرفته است. وی نشان داد که شواهد بسیار ناچیزی برای اثبات رابطه بین رشد اقتصادی و شادمانی کشورها وجود دارد.

کلارک و اسوالد[3] (۱۹۹۴) با استفاده از داده‌های سال ۱۹۹۱ در بریتانیا، اثر آماری خاصی بین درآمد و شادمانی افراد در اروپا پیدا نکردند ولی دریافتند که اثر بیکاری بر شادمانی بسیار شدید بوده است، به گونه‌ای که اضطراب موجود در بیکاران دو برابر افراد شاغل بوده و بر درجه شادمانی آن‌ها اثر گذار است.

آرگیل[4] (۱۹۹۹) مطرح نموده است که بین درآمد و شادمانی ارتباط مثبت وجود دارد، و پژوهش‌های وی نشان داد که این ارتباط در بین اقشار کم درآمد بیشتر است؛ یعنی درآمد تا اندازه‌ای که نیازهای مادی افراد را برطرف سازد بر شادمانی اثر دارد، ولی درآمد بیش از حد مورد نیاز، شادمانی را افزایش نمی‌دهد.

دی تلا، رابرت جی. مکولاچ و اندرو جی. اسوالد[5] (۱۹۹۹) در مطالعه‌ای تحت عنوان شادمانی در اقتصاد کلان، یک نمونه تصادفی از داده‌های شادمانی بر روی ۲۶،۶۶۸ نفر در ایالات متحده و شادمانی و رضایت از زندگی بر ۲۷۰،۱۰۵ نفر در دوازده کشور اروپایی در طول دوره ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۰ گرفتند. آن‌ها فرض کردند که رضایت از زندگی تابعی از متغیرهای اقتصاد کلان است، رضایت از زندگی را تابعی از متغیرهایی چون نرخ بیکاری، GDP سرانه و نرخ تورم معرفی کردند. آن‌ها همچنین با استفاده از مدل‌های اقتصاد خرد معادله را برآورد کردند. سپس، با استفاده از این اطلاعات، تجزیه و تحلیل پانل کشورها را انجام دادند. نتایج بررسی این فرض را که رفاه اجتماعی تابع کاهشی از تورم و بیکاری است، تایید کرد. همچنین شواهد نشان می‌دهد افرادی که بیکار هستند از رفاه پایین‌تری برخوردارند و افرادی که در سطوح درآمدی بالاتری هستند

---

1. Murray (1988)
2. Inglehart (1990)
3. Clark & Oswald (1994)
4. Argyle (1994)
5. DiTella, Rafael; MacCulloch, Robert; Oswald, Andrew J. (1999)

شادترند. همچنین به طور کلی، مردان، زنان بیوه، کسانی که طلاق گرفته، کسانی که ازدواج نکرده‌اند و کسانی با آموزش کم، دارای سطوح پایین‌تری از شادمانی هستند.

هاینز و اود[1] (۲۰۰۶) برای بررسی همگرایی اقتصادی و رضایت از زندگی، در ۱۲ کشور از اتحادیه اروپا طی دوره ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۳، به شناسایی عوامل اقتصادی تعیین‌کننده شادمانی با استفاده از روش‌های آماری پرداختند. آن‌ها برای برآورد معادله رضایت از زندگی، از متغیرهای توضیحی نرخ بیکاری، نرخ تورم و درآمد سرانه استفاده نمودند. نتایج نشان می‌دهد که در میان شاخص‌های مختلف اقتصاد کلان، نرخ تورم نقش عمده‌ای در رضایت از زندگی داشته است.

رافائل دی تلا و رابرت مکولاچ[2] (۲۰۰۷) در مطالعه‌ای تحت عنوان شادمانی، رضایت و احساسات دیگر برای بانک‌های مرکزی نشان دادند که داده‌های رضایت از زندگی بیش از ۶۰۰۰۰۰ نفر از اروپایی‌ها دارای اثرات منفی در ارتباط با نرخ بیکاری و نرخ تورم است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که احساسات تحت تاثیر نوسانات اقتصاد کلان قرار می‌گیرد. رضایت از زندگی یکی از مهم‌ترین احساساتی است که بانک‌های مرکزی باید بر آن تمرکز کنند.

پاول لیونگاس و آیندر راپرا[3] (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای به بررسی این که آیا شادمانی باید یکی از اهداف بانک مرکزی باشد، در ۱۷ کشور از آمریکای لاتین طی دوره ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۶ پرداختند. منبع اصلی اطلاعات مورد استفاده در این مقاله داده‌های مقطعی مربوط به نظرسنجی‌های ۱۷ کشور از آمریکای لاتین طی دوره ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۶ است. بنابراین نمونه نهایی مورد استفاده متشکل از ۱۱۹ سال کشور (۷ سال برای ۱۷ کشور) می‌باشد و در حدود ۱۲۰،۰۰۰ نفر را پوشش می‌دهد. در این مطالعه رضایت از زندگی به عنوان متغیر وابسته و بیکاری، نرخ تورم، متغیرهای جمعیتی (مثل جنس، سن، آموزش و غیره)، اثرات ثابت کشور و اثرات ثابت سال به عنوان متغیرهای توضیحی بودند. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که بیکاری و تورم باعث کاهش شادمانی شده‌اند. با این حال شواهد نشان می‌دهد، که بیکاری باعث ناخشنودی بیشتر نسبت به تورم شده است. اگر چه شادمانی نمی‌تواند به جای تورم به عنوان هدف بانک مرکزی عنوان شود، اما داده‌های شادمانی می‌تواند برای بانک‌های مرکزی مفید باشد. داده‌های شادمانی می‌تواند راهنمایی برای سیاست‌گذاران در سیاست بهینه کاهش تورم و یا حداقل به دست آوردن آگاهی از نارضایتی از استراتژی کاهش تورم باشد.

---

[1]. H. Welsch, Udo Bonn (2006)
[2]. DiTella, Rafael; MacCulloch, Robert (2007)
[3]. Pavel Luengas, Inder J. Ruprah (2009)

پاول لیونگاس و آیندر راپرا (۲۰۱۱) در مطالعه خود به بررسی سیاست پولی و شادمانی در ۱۷ کشور از آمریکای لاتین طی دوره ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۶ با استفاده از نظرسنجی‌هایی که در آمریکای لاتین انجام گرفته است پرداخته‌اند. دو منبع اصلی اطلاعات مورد استفاده در این مطالعه عبارتند از ۱۷ کشور تحت پوشش نهادهای ارزیاب، در آمریکای لاتین برای دوره ۱۹۹۷- ۲۰۰۶ و شاخص‌های توسعه جهانی[1] بانک جهانی. در این مطالعه رضایت از زندگی به عنوان متغیر وابسته و بیکاری، نرخ تورم، متغیرهای جمعیتی (مثل جنس، سن، آموزش و غیره)، اثرات ثابت کشور و اثرات ثابت سال به عنوان متغیرهای توضیحی وارد مدل شده‌اند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که تورم و بیکاری هر دو باعث کاهش شادمانی شده‌اند. با این حال، شواهد نشان می‌دهد، که بیکاری باعث ناخشنودی بیشتر نسبت به تورم شده است.

میرشاه جعفری و همکاران (۱۳۸۱) در مطالعه خود تحت عنوان شادمانی و عوامل موثر بر آن، به بررسی برخی از پژوهش‌های انجام شده در این زمینه پرداختند. نتایج نشان می‌دهد مطالعاتی که در سایر کشورها از سال ۱۹۶۰ به بعد انجام شده، منجر به شناسایی برخی از عوامل مؤثر بر شادمانی شده است. در بین عواملی که مورد مطالعه قرار گرفته، بر ۱۰ عامل بیشتر تأکید شده است که عبارتند از: شخصیت، عزت نفس، اعتقادات مذهبی، سرمایه اجتماعی، فعالیت‌های اوقات فراغت، وضعیت اقتصادی، رضایت شغلی، سلامت، تأهل و جنسیت.

ابونوری و عسگری‌زاده (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط شادمانی و فناوری ارتباطات و اطلاعات بر رشد اقتصادی پرداختند. در این تحقیق از داده‌های تابلویی شادمانی، مخارج فناوری اطلاعات و ارتباطات و رشد اقتصادی مربوط به ۵۷ کشور (با توجه به محدودیت اطلاعات) در دوره زمانی ۲۰۰۳- ۲۰۰۸ استفاده شده است. در ابتدا رابطه مثبت و معنادار بین شاخص‌های شادمانی و فناوری اطلاعات و ارتباطات و رشد اقتصادی برای کشورهای در حال توسعه مورد توجه قرار گرفته است. در ادامه با تصریح مدل شادمانی و معرفی متغیر نابرابری جنسیتی به عنوان عاملی مؤثر بر شادمانی و به عنوان متغیر ابزاری به برازش معادله همزمان شادمانی و رشد اقتصادی از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای پرداخته شده است. نتایج نمایان‌گر ضرایب مثبت برای همه کشورها و سطح معناداری بالاتر برای کشورهای در حال توسعه بوده است.

۳- روش تحقیق

در ادامه به توصیف داده‌ها و تصریح مدل پرداخته شده است.

[1]. World Development Indicators

۳-۱- جمع‌آوری، سازماندهی و توصیف داده‌ها

داده‌های شادمانی مورد استفاده در این پژوهش مربوط به ۲۷ کشور تحت پوشش اتحادیه اروپا و کشور ایران طی دوره ۲۰۰۱- ۲۰۱۱ از سایت داده‌های جهانی شادمانی[1] استخراج شده است. تورم نیز بر اساس شاخص‌های قیمت مصرف‌کننده اندازه‌گیری و بیکاری نیز از سایت بانک جهانی[2] و صندوق بین‌المللی پول[3] استخراج شده است.

با توجه به اهداف و محدودیت‌های تحقیق در جمع‌آوری آمار و اطلاعات، متغیرهای مورد استفاده در مطالعه به صورت زیر معرفی می‌شوند:

بیکاری یکی از پدیده‌های نامطلوب با پیامدهای منفی اقتصادی و اجتماعی تلقی می‌شود و افزایش آن موجب کاهش شادمانی است. نرخ بیکاری به صورت نسبت جمعیت بیکار به کل جمعیت فعال ضرب در ۱۰۰ بکار رفته است.

تورم موجب افزایش نگرانی‌ها هم در میان قشرهای کم‌درآمد و هم در میان قشر پردرآمد می‌شود: نگرانی گروه‌های درآمدی پایین به علت کاهش قدرت خرید و نگرانی گروه‌های درآمدی بالا ناشی از تلاش برای تشکیل سبدهای دارایی کم ریسک است. در این تحقیق تورم بر اساس تغییر شاخص قیمت مصرف‌کننده بدست آمده است.

تولید ناخالص داخلی سرانه به عنوان متغیر کنترلی معرفی شده است: افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه می‌تواند باعث افزایش مطلوبیت در جامعه شود.

متغیر وابسته در این مطالعه، شادمانی است. جامع‌ترین و در عین حال عملیاتی‌ترین تعریف شادمانی را وینهوون[4] (۱۹۸۸) ارائه داده است. به نظر او شادمانی به قضاوت فرد از درجه یا میزان مطلوبیت کیفیت کل زندگیش اتلاق می‌شود. در تعریف شادمانی منظور از مطلوبیت، ارزشمندی، دوست داشتنی بودن و رضایت‌مندی زندگی از طرف خود فرد است. آرجیل، مارتین و لو[5] (۱۹۹۵)، شادمانی را ترکیبی از وجود عاطفه مثبت، فقدان عاطفه منفی و رضایت از زندگی تعریف کرده‌اند. متغیر شادمانی و رضایت از زندگی، صفت متغیر کیفی[6] هستند. صفت‌های متغیر کیفی به دو دسته اسمی[7] و رتبه‌ای[8] تقسیم می‌شوند (ابونوری، ۱۳۷۸: ۱۵). صفت متغیر کیفی اسمی صفتی است که

---

1. World Database of Happiness
2. The World Bank
3. International Monetary Fund
4. Veenhoven (1988)
5. Argyle, Martin and Lu (1995)
6. Qualitative
7. Nominal
8. Ordinal

به صورت افزایشی یا کاهشی بر یک محور (در یک بعد) قابل مرتب کردن نباشند. صفت متغیر کیفی رتبه‌ای صفتی است که به صورت افزایشی یا کاهشی بر روی یک محور قابل مرتب کردن باشد. از توضیحات برمی‌آید که متغیر شادمانی و رضایت از زندگی به صورت متغیرهای کیفی رتبه‌ای مطرح هستند، زیرا می‌توان آن‌ها را به صورت خیلی شادمان، شادمان، نه شادمان و نه ناراحت، ناراحت و خیلی ناراحت رتبه‌بندی کرد. در این مطالعه، داده‌های شادمانی برای ۲۷ کشور عضو اتحادیه اروپا و کشور ایران در دوره‌ی ۲۰۰۱- ۲۰۱۱ از بانک اطلاعاتی شادمانی گردآوری شده که توسط وینهوون و همکارانش از طریق انتشار پرسشنامه جمع‌آوری و تألیف شده است. این داده‌ها با بررسی‌های آماری میزان قضاوت در مورد خوشحالی فردی و رضایت از زندگی ساکنین هر یک از این کشورها بدست آمده است. پرسش‌های مطرح در این پرسش‌نامه عبارتند از؛ شما به طور کلی و با توجه به تمام شرایط زندگیتان چه میزان احساس رضایت و شادمانی از زندگیتان دارید؟

که به این پرسش امتیاز ۱ تا ۵ به صورت زیر داده شده است:

این داده‌ها با مقیاس ۱ تا ۴ و نیز ۱ تا ۱۰ ارزیابی شده است. در این مقاله از مقیاس ۱ تا ۴ استفاده شده است: مقدار ۱ یعنی حداقل شادمانی و مقدار ۴ منعکس کننده حداکثر شادمانی است. طبق داده‌های مورد استفاده در این پژوهش، میانگین و انحراف معیار شادمانی در کشورهای مورد بررسی به ترتیب ۲/۹ و ۰/۳۷ ولی در ایران به ترتیب ۲/۶۶ و ۰/۲۳ بوده است. آزمون تفاوت میانگین‌ها نشان می‌دهد که تفاوت بین میانگین شادمانی در ایران و میانگین شادمانی کشورهای مورد بررسی معنادار نیست. بیشترین رتبه شادمانی برای کشور دانمارک با میانگین ۳/۶۲ ثبت شده است.

۳-۲- تصریح مدل

مدل مورد استفاده به منظور مقایسه اثرات تورم و بیکاری بر شادمانی با استفاده از داده‌های پانل[1] (تلفیق داده‌های مقطعی و داده‌های سری زمانی) برای ۲۷ کشور عضو اتحادیه اروپا و کشور ایران به صورت زیر تصریح شده است[2]:

$$HAPPY_{it} = \beta_0 + \beta_1 UNEMP_{it} + \beta_2 Inf_{it} + \beta_3 GDPPC_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

[1]. Panel Data

[2]. برای مطالعه کاربرد داده‌های ترکیبی (پانل) در اقتصاد سنجی به زراء نژاد و انواری (۱۳۸۴) مراجعه شود.

که در آن HAPPY متغیر رضایت از زندگی (شادمانی) به عنوان متغیر وابسته و متناظر با کشور i در سال t است. از متغیرهای UNEMP یعنی نرخ بیکاری و INF یعنی نرخ تورم (درصد تغییر سالانه شاخص قیمت مصرف‌کننده) به عنوان متغیرهای توضیحی و از GDPPC (تولید ناخالص داخلی سرانه بر حسب دلار آمریکا) به عنوان متغیر کنترلی استفاده شده است.

۴- برآورد مدل و آزمون فرضیه‌ها

برای مقایسه شدت آثار متغیرهای توضیحی بر شادمانی از متغیرها به صورت استاندارد شده استفاده شده است. این متغیرها در سطح ایستا (پایا) هستند. برای انتخاب از بین دو مدل پول یا پانل از آزمون F لیمر استفاده شده است. آماره این آزمون دارای توزیع F است که بر اساس مجموع مربعات پسماند الگوی مقید و الگوی نامقید برآورد می‌شود: در الگوی مقید عرض از مبدأ برای تمام مقاطع ثابت و یکسان فرض می‌شود. نتایج این آزمون در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول (۱): نتایج آزمون F لیمر

Redundant Fixed Effects Tests			
Effects Tests	**Statistic**	**d. f.**	**Prob.**
Cross-section F	۵۹/۲۱۸۰۳۹	(۲۷ ،۲۶۵)	۰/۰۰۰۰

منبع: با نرم افزار Eviews برآورد شده است.

بر اساس نتایج جدول (۱) فرضیه صفر مبنی بر برآورد مدل بصورت یک کاسه (پول) رد می‌شود. بنابراین، می‌توان مدل را به صورت پانل با اثرات ثابت یا اثرات تصادفی برآورد نمود.

از آزمون هاسمن برای تعیین روش مناسب برآورد پارامترهای الگو استفاده شده است. فرضیه صفر در این آزمون تصادفی بودن تفاوت‌های عرض از مبدا در مقاطع مختلف است. برای اجرای این آزمون نخست مدل با روش اثر تصادفی برآورد شد تا آزمون هاسمن بر اساس نتایج برآورد اجرا شود.

جدول (۲): نتایج آزمون هاسمن

Correlated Random Effects - Hausman Test			
Test Summary	Chi- Sq. Statistic	Chi- Sq. d. f.	Prob.
Cross-section random	۲۶/۱۲۱۲۶۳	۳	۰/۰۰۰۰

منبع: محاسبات محقق (نرم افزار Eviews)

بر اساس نتایج جدول (۲) آماره‌ی کای‌دو محاسبه شده توسط آزمون هاسمن حدود ۲۶/۱۲۱ است. با توجه به مقدار سطح معنا (Prob) فرضیه صفر را نمی‌توان پذیرفت. بنابراین، روش مناسب برای

برآورد الگو، روش اثرات ثابت است. یعنی، تفاوت‌ها در عرض از مبدأ مقاطع مختلف به صورت تصادفی نیست.

پس، مدل به صورت پانل اثرات ثابت برآورد شده است. نتایج کامپیوتری برآورد در جدول پیوست (۱) و خلاصه آن در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول (۳): نتایج برآورد اثرات ثابت

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
C	۰۷E-۸۰/۲-	۰۵E-۰۱/۲-	۰۰۰۰/۱
INF	۰۴۴۱۲۳/۰-	۱۶۰۸۵۲/۲-	۰۳۱۶/۰
UNEMP	۱۸۱۸۱۲/۰-	۱۶۰۴۷۰ /۸-	۰۰۰۰/۰
GDPPC	۱۴۰۰۲۶/۰	۰۶۸۶۳۴/۴	۰۰۰۱/۰
R-squared	۹۴۸۳۶۲/۰	**F-statistics**	۲۳۰۶/۱۶۲
Adjusted R-squared	۹۴۲۵۱۷/۰	**Prob(F-statistics)**	۰۰۰۰۰/۰

منبع: جدول پیوست (۱)

نتایج حاصل از برآورد مدل اثرات ثابت حاکی از آن است که تورم بر شادمانی در کشورهای عضو اتحادیه اروپا و ایران اثر منفی و معنادار داشته است: اگر نرخ تورم یک انحراف معیار زیاد شود، شادمانی به اندازه ۰/۰۴۴ انحراف معیار کاهش می‌یابد. علاوه بر این، نتایج نشان‌دهنده آن است که بیکاری بر شادمانی اثر منفی و معنادار داشته است. به طوری که اگر نرخ بیکاری یک انحراف معیار افزایش یابد، شادمانی به اندازه ۰/۱۸۱ انحراف معیار کاهش می‌یابد. نتایج نشان می‌دهد که اثر بیکاری بر شادمانی بیشتر از اثر تورم بر شادمانی است. این نتیجه با آزمون والد نیز تایید شده است. علاوه بر این، تولید ناخالص داخلی سرانه نیز اثر مثبت و معناداری بر شادمانی داشته است. هنگامی که تولید ناخالص داخلی سرانه یک انحراف معیار زیاد شود، شادمانی نیز به اندازه ۰/۱۴۰ انحراف معیار افزایش می‌یابد. طبق نتایج کامپیوتری در جدول پیوست، مدل برآورد شده حدود ۹۵ درصد از تغییرات شادمانی را به وسیله متغیرهای بیکاری، تورم و تولید ناخالص داخلی سرانه توضیح داده است.

۵- نتیجه گیری و پیشنهادات

هدف اساسی در این تحقیق برآورد و مقایسه اثرات تورم و بیکاری بر شادمانی با استفاده از داده‌های سری زمانی کشورهای عضو اتحادیه اروپا و ایران در دوره زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۱ بوده است. با توجه به اینکه بر اساس نتایج آزمون F لیمر، فرضیه صفر مبتنی بر یکسان بودن عرض از

مبدأ مقاطع مختلف رد شده، در برآورد مدل از روش پانل استفاده شده است. در مرحله بعد با استفاده از آزمون هاسمن اثرات ثابت یا تصادفی بودن داده‌ها مشخص شده است. نتایج آزمون هاسمن حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر تصادفی بودن تفاوت در عرض از مبدأ برای مقاطع مختلف و تأیید اثرات ثابت است. بنابراین، برای برآورد و مقایسه اثرات تورم و بیکاری بر شادمانی از مدل اثرات ثابت استفاده شده است: برای آنکه شدت اثر ضریب‌ها قابل مقایسه باشد از متغیرهای توضیحی به صورت استاندارد استفاده شده است. بر اساس نتایج حاصل از این مدل، اثر تورم بر شادمانی کشورهای مورد بررسی منفی و معنادار به دست آمده است: اگر نرخ تورم یک انحراف معیار افزایش یابد، شادمانی به اندازه ۰/۰۴۴ انحراف معیار کاهش می‌یابد. علاوه بر این، نتایج مبین آن است که بیکاری بر شادمانی اثر منفی و معنادار داشته است: چنانچه نرخ بیکاری یک انحراف معیار زیاد شود، شادمانی به اندازه ۰/۱۸۱ انحراف معیار کاهش می‌یابد. بر اساس آزمون والد اثر بیکاری بر شادمانی بیشتر از اثر تورم بر شادمانی است. همچنین اثر تولید ناخالص داخلی سرانه بر شادمانی مثبت و معنادار بوده است، به طوری که با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه به اندازه یک انحراف معیار، شادمانی به اندازه ۰/۱۴۰ انحراف معیار افزایش می‌یابد. بر اساس مقایسه بین میزان اثرگذاری تورم و بیکاری بر شادمانی، می‌توان توجه به سیاست‌های کاهش بیکاری را در اولویت قرار داد.

منابع و مآخذ

الف) منابع و مآخذ فارسی

۱. آیزنک، مایکل (۱۳۷۸). همیشه شاداب باشید. زهرا چلونگر؛ تهران، انتشارات نسل نواندیش.

۲. ابونوری، اسمعیل (۱۳۷۸). *آمار توصیفی و کاربرد آن*، بابلسر، دانشگاه مازندران.

۳. اشرف زاده، حمیدرضا. و مهرگان، نادر (۱۳۸۷). *اقتصاد سنجی پانل دیتا*، دانشگاه تهران، موسسه تحقیقات تعاون.

۴. بانک مرکزی ایران، حساب‌های ملی(داده‌های سالانه)، سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۹۰.

۵. جعفری، سید ابراهیم. عابدی، محمدرضا. و لیاقتدار، محمد جواد (۱۳۸۳). بررسی میزان شادمانی دانشجویان و عوامل همبسته با آن، طرح پژوهشی دانشگاه اصفهان.

۶. جعفری، سید ابراهیم. عابدی، محم رضا. و دریکوندی، هدایت الله (۱۳۸۱). "شادمانی و عوامل موثر بر آن". تازه‌های علوم شناختی **٤**(۳): ۶۳-۵۰.

۷. زراء نژاد، منصور. و انواری، ابراهیم (۱۳۸۴). "کاربرد داده‌های ترکیبی در اقتصادسنجی". مجله اقتصاد مقداری ۴: ۵۳-۲۱.

۸. شیر افکن، مهدی. و جلائی، سید عبدالمجید (۱۳۸۹). "اندازه‌گیری نرخ بیکاری متناسب با تورم غیر شتابنده در ایران". اقتصاد مقداری **۷**(۳): ۱۳۱-۱۱۵.

۹. عسگری‌زاده، دنیا (۱۳۸۹). *ارتباط شادمانی و فناوری ارتباطات و اطلاعات بر رشد اقتصادی*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد واحد فیروزکوه.

۱۰. هادیان، ابراهیم. و رضایی سخا، زینب (۱۳۸۸). "تأثیر شوک‌های اقتصادی بر نرخ بیکاری در ایران". اقتصاد مقداری **٦**(۱): ۵۰-۲۷.

ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Argyle, Michael (2001). "The Psychology of Happiness". Erasmus University Rotterdam.
2. Argyle, Michael & Martin, Maryanne & Lu, L (1995). "Testing for Stress and Happiness". Journal of Stress and Emotion: 173-187.
3. Arslan, Coskun & Hamarta, Erdal & Uslu, Mustafa (2010). "The Relationship between Conflict Communication, Self esteem and Life Satisfaction in University Students". Journal of Educational Research and Reviews **5**(01): 31-34.
4. Clark, Andrew & Oswald, Andrew (1994). "Unhappiness and Unemployment". Economic Journal: 648-659.
5. Dickey, Michael (1999). "The Pursuit of Happiness". Available on: http://www.dickey.org/happy.htm.

6. Diener, Ed & Emmons, Robert & Griffin, Sharon (1985). "The Satisfaction with Life Scale". Journal of Personality Assessment (49): 71-75.
7. Di Tella, Rafael & MacCulloch, Robert (1999). "Economics Gross National Happiness as an Answer to the Esterlin Paradox?". Journal of Development **5**(86): 22-42.
8. Di Tella, Rafael, Haisken, Andro. & MacCulloch, Robert (2007). "Happiness Adaptation to Income and to Status in an Individual Panel". Journal of Economic Behavior & Organization **6**(76): 834-852.
9. Easterlin, Richard (1995). "Will Raising the Incomes of All Increase the happiness of All?". Journal of Economic Behaviour and Organization (27): 35-48.
10. Easterlin, Richard (2004). "Feeding the Illusion of Growth and Happiness: A Reply to Hagerty and Veenhoven". Journal of Economic Behaviour and Organization 429-443.
11. Graham, Charles (2005). "The Economics of Happiness". Journal of World Economics **6**(3): 125-129.
12. Huebner, Escott & Mcknight, kaufer (2004). "Perceived Quality of life: A neglected Component of Adolescent Health Assessment and Intervention". Journal of Adolescent Health **9**(34): 270-278.
13. Heinz, Welsch & Udo, Bonn (2006). "Economic Convergence and Life Satisfaction in the European Union". The Journal of Socio-Economics **6**(37): 1153-1167.
14. Inglehart, Ronald (1990). Culture Shift in Advanced Industrial Society. Chicago, Chicago University Press.
15. Murray, Churchill (1988). "Persuit of Happiness". New York: Simon and Schuster: 23-27.
16. Myers, David (2000). "The Funds, Friends and Faith of Happy People". Journal of American Psychologist: 55-57.
17. Ruprah, Inder & Luengas, Pavel (2011). "Monetary Policy and Happiness: Preferences over Inflation and Unemployment in Latin America". The Journal of Socio-Economics **4**(7): 59-66.
18. Ruprah, Inder & Luengas, Pavel (2009). "Should Central Banks Target Happiness?, Evidence from Latin America". Inter-American Development Bank Office of Evaluation and Oversight: 2-9.
19. Veenhoven, Ruut (1988). "The Utility of Happiness". Social Indicators Research (20): 254-333.
20. Veenhoven, Ruut & Hagerty Michael (2003). "Wealth and Happiness Revisited: Growing National Income does Go with Greater Happiness". Social Indicators Research **64**(3): 1-27.

پیوست: جدول (۱): نتایج حاصل از برآورد مدل

Dependent Variable: HAPPY?
Method: Pooled Least Squares
Date: 02/26/13 Time: 11:58
Sample: 2001 2011
Included observations: 11
Cross-sections included: 28
Total pool (unbalanced) observations: 296

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.80E-07	0.013936	-2.01E-05	1.0000
INF?	-0.044123	0.020419	-2.160852	0.0316
UNEMP?	-0.181812	0.022280	-8.160470	0.0000
GDP?	0.140026	0.034416	4.068634	0.0001
Fixed Effects (Cross)				
_SWE--C	1.094661			
_GBR--C	0.604175			
_AUT--C	0.097151			
_BEL--C	0.473067			
_BGR--C	-1.764939			
_CYP--C	0.349423			
_CZE--C	-0.046287			
_DNK--C	1.550450			
_EST--C	-0.368628			
_FIN--C	0.779611			
_FRA--C	0.068220			
_DEU--C	0.178541			
_GRC--C	-0.760022			
_HUN--C	-1.055653			
_IRL--C	0.554037			
_ITA--C	-0.355844			
_LVA--C	-0.550930			
_LTU--C	-0.711013			
_LUX--C	0.563057			
_MLT--C	0.286406			
_NLD--C	1.015509			
_POL--C	0.130000			
_PRT--C	-1.062506			
_ROM--C	-1.474108			
_SVK--C	-0.133163			
_SVN--C	0.440093			
_ESP--C	0.448668			
_IRN--C	-0.258614			

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.948362	Mean dependent var	-2.91E-07
Adjusted R-squared	0.942517	S.D. dependent var	1.000000
S.E. of regression	0.239757	Akaike info criterion	0.080447
Sum squared resid	15.23308	Schwarz criterion	0.466937
Log likelihood	19.09391	Hannan-Quinn criter.	0.235190
F-statistic	162.2306	Durbin-Watson stat	1.367599
Prob(F-statistic)	0.000000		

ارزیابی بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع کارخانه‌ای ایران

رضا یوسفی‌حاجی‌آباد[۱]

چکیده

هدف اصلی تحقیق حاضر، ارزیابی بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع کارخانه‌ای ایران با استفاده از شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست و روش تحلیل پوششی داده‌ها است. برای این منظور داده‌های ترکیبی صنایع کارخانه‌ای ایران بر اساس طبقه‌بندی استاندارد بین المللی فعالیت‌های صنعتی (ISIC)، جمع‌آوری و بهره‌وری کل عوامل تولید در رشته فعالیت‌های مختلف صنعتی، طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۸۰ مورد ارزیابی قرار گرفته است. در مجموع نتایج تحقیق نشان می‌دهد که سطح بهره‌وری اکثریت رشته فعالیت‌های مختلف صنعتی ایران طی دوره مورد بررسی کاهش یافته است که علت آن کاهش کارایی مدیریتی و کارایی مقیاس این صنایع بوده است. صنایع فعال در زمینه تولید فرآورده‌های نفتی تصفیه شده بیشترین رشد بهره‌وری کل عوامل تولید را داشته است که علت آن تغییرات تکنولوژیکی مثبت در این رشته فعالیت صنعتی بوده است. در مقابل، رشته فعالیت صنعتی تولید و تعمیر انواع کشتی نیز بیشترین کاهش سطح بهره‌وری را به علت کاهش کارایی فنی تجربه کرده است. تغییرات بهره‌وری بیشتر صنایع طی دوره مورد بررسی متغیر بوده و فقط ۱۸ رشته فعالیت صنعتی از رشد بهره‌وری برخوردار بوده‌اند. میانگین کارایی فنی صنایع کارخانه‌ای ایران با فرض بازده متغیر و بازده ثابت نسبت به مقیاس طی این دوره به ترتیب ۰/۴۲ و ۰/۳۴ بوده است. همچنین، میانگین کارایی مقیاس صنایع ۰/۷۹ بوده است.

واژگان کلیدی: شاخص مالم‌کوئیست، صنایع کارخانه‌ای، تحلیل پوششی داده‌ها، کارایی فنی، کارایی مقیاس، کارایی تکنولوژیکی.

Keywords: Malmquist Index, Manufacturing Sector, Data Envelopment Analysis, Technical Efficiency, Scale Efficiency, Technological Efficiency.
JEL Classification: C61, D70, D24.

[۱]. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور (نویسنده مسئول)

Reza.yossefi@gmail.com

۱- مقدمه

در دهه‌های اخیر استراتژی‌های رشد و توسعه صنعتی تحت تاثیر دو عامل رشد و انباشت سرمایه و افزایش کارایی[۱] و بهره‌وری[۲] در بخش صنعت بوده است. در این زمینه، کمیابی عوامل تولید، به ویژه سرمایه، در کشورهای در حال توسعه باعث شده است که افزایش بهره‌وری در فرآیند رشد اقتصادی از اهمیت خاصی برخوردار باشد، به گونه‌ای که این استراتژی‌ها تا حدود زیادی به ارتقای بهره‌وری در بخش‌های مختلف اقتصادی پرداخته است. در این میان، یکی از متداول‌ترین شاخص‌هایی که از طریق آن می‌توان به قدرت یک فعالیت صنعتی برای دستیابی به مزیت‌های نسبی در بین صنایع مختلف پی‌برد، بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP)[۳] و ارتقای آن است. بدون شک افزایش بهره‌وری در یک صنعت می‌تواند با کاهش هزینه متوسط تولید کالاها و خدمات، موجب کاهش سطوح قیمت‌ها در بازار و افزایش میزان سودآوری محصولات نهایی واحدهای تولیدی صنعت شود، که پیامد چنین تحولی نیز افزایش توان رقابت محصولات داخلی دربازارهای خارجی و در نتیجه رشد حجم سرمایه‌گذاری‌های جدید صنعتی است. لذا افزایش بهره‌وری بخش‌های مختلف صنعتی کشور باید مورد توجه خاص سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی کشور قرار گیرد. با توجه به اهمیت موضوع، هدف تحقیق حاضر ارزیابی بهره‌وری صنایع کارخآن‌های با استفاده از شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست[۴] است. برای این منظور، پژوهش حاضر در صدد پاسخگویی به سئوالات زیر است:

بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع کارخانه‌ای در ایران طی دوره مورد بررسی چه تغییراتی داشته است؟

تاثیر عوامل موثر بربهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع کارخانه‌ای ایران چگونه بوده است؟

در این راستا، مقاله حاضر در چند بخش تنظیم شده است. ابتدا، مفهوم کارایی و بهره‌وری و سپس روش‌های اندازه‌گیری آن‌ها بیان شده است. سپس پیشینه و مبانی نظری تحقیق ارایه گردیده است. بخش پایانی تحقیق نیز به نحوه جمع‌آوری داده‌ها، تجزیه و تحلیل داده‌ها و نتایج و توصیه‌های سیاستی می‌پردازد.

---

1. Efficiency
2. Productivity
3. Total Factor Productivity
4. Malemquist Index

۲- مفهوم کارایی و بهره‌وری

کارایی یک مفهوم نسبی است و مقایسه بین عملکرد واقعی و عملکرد ایده‌آل را نشان می‌دهد. می‌توان گفت که کارایی به نحوه بهره‌گیری از منابع توجه دارد و میزان استفاده مفید از منابع را نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، نسبت بازدهی واقعی بدست آمده به بازدهی استاندارد و تعیین شده،کارایی یا راندمان است. فارل[۱] سه نوع کارایی فنی[۲]،کارایی تخصیصی[۳] و کارایی اقتصادی[۴] را مورد بررسی قرار می‌دهد. در کارایی فنی رابطه بین نهاده و محصولات و چگونگی تبدیل نهاده‌ها به محصولات مطرح است. به عبارت دیگر،کارایی فنی مربوط به ساختار تکنولوژیکی می‌باشد. کارایی فنی یک مفهوم نسبی است، زیرا مقایسه بین بنگاه‌ها در نوع و نحوه استفاده از تکنولوژی است. در کارایی فنی به دو مفهوم توجه می‌شود. طبق تعریف بنگاهی دارای کارایی فنی بالاتر است که بتواند با مجموعه داده‌های مفروض و ثابت، یعنی تکنولوژی یا نحوه به کارگیری عامل کار و سرمایه که قبلاً تعیین شده است، میزان محصول بیشتری نسبت به سایر بنگاه‌ها تولید نماید. در این تعریف محور بحث بر روی تغییر میزان تولید است. بنابراین به آن کارایی ستاده‌مدار می‌گویند[۵]. طبق تعریفی دیگر، یک بنگاه زمانی کاراست که با توجه به سطح ثابت محصول، از یک یا چند عامل تولید، بدون افزایش در مقادیر سایر عوامل، در قیاس با سایر بنگاه‌ها کمتر استفاده کند. به این روش سنجش کارایی، روش نهاده‌مدار[۶] می‌گویند (چارنز و همکاران،[۷]۱۹۸۱: ۴۳۶).کارایی فنی ارتباطی با قیمت عوامل ندارد، و لذا در مواقعی که نتوان قیمت عوامل را به درستی ارزش‌گذاری کرد، می‌تواند مورد استفاده قرارگیرد. کارایی تخصیصی توانایی یک واحد اقتصادی در استفاده از ترکیب بهینه عوامل با توجه به قیمت‌های آن‌ها می‌باشد.کارایی اقتصادی نیز که از حاصلضرب کارایی فنی و تخصیصی بدست می‌آید، عبارت است از توانایی یک واحد اقتصادی در به دست آوردن حداکثر سود ممکن با توجه به قیمت و سطح نهاده‌ها. تشخیص کارایی منوط به تعریف و مقایسه با یک حد استاندارد مشخص است. روش تحلیل مرزی یکی از روش‌هایی است که بیشترین کاربرد را در زمینه ارزیابی کارایی و بهره‌وری بنگاه‌های اقتصادی داراست. در این روش ابتدا واحدهای اقتصادی با برآورد توابع تولید، هزینه یا سود، مرزی به نام مرز کارایی را به وجود می‌آورند و سپس بنگاه‌هایی که در روی این مرز فعالیت

---

1. Fare
2. Technical Efficiency
3. Allocative Efficiency
4. Economic Efficiency
5. Output Oriented
6. Input Oriented
7. Charens (1981)

می‌کنند به عنوان واحدهای کارآمد، و دیگر واحدها که در خارج از آن قرار دارند، به عنوان واحدهایی ناکارآمد شناخته می‌شوند (امامی‌میبدی، ۱۳۷۹: ۲۴).

بهره‌وری یک بنگاه نیز براساس مقدار محصول سرانه تولید شده به ازای هر واحد نهاده اندازه‌گیری می‌شود. در حالت یک ستاده و یک نهاده، بهره‌وری نسبت مقدار ستاده به مقدار نهاده می‌باشد. به عبارت دیگر، اگر در دوره صفر بنگاه محصول y_0 را از نهاده x_0 تولید کند، بهره‌وری آن به صورت زیر مشخص می‌شود:

$$\Pi_0 = \frac{y_0}{x_0} \qquad (۱)$$

اگر در دوره یک، محصول y_1 از نهاده x_1 تولید شود، میزان بهره‌وری در این دوره برابر است با:

$$\Pi_1 = \frac{y_1}{x_1} \qquad (۲)$$

و شاخص بهره‌وری در دوره یک نسبت به دوره صفر یا دوره پایه به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\pi_1 = \frac{\Pi_0}{\Pi_1} = \frac{y_1 / x_1}{y_0 / x_0} = \frac{y_1 / y_0}{x_1 / x_0} \qquad (۳)$$

که نشان می‌دهد بهره‌وری بنگاه چگونه نسبت به دوره پایه تغییر می‌کند. نرخ رشد بهره‌وری از تفاوت نرخ رشد مقادیر ستاده و نهاده به دست می‌آید. در حالت وجود چندین نهاده یا ستاده، شاخص مقدار نهاده و ستاده جایگزین مقادیر نهاده و ستاده در فرمول فوق می‌گردد. در این حالت شاخص بهره‌وری عوامل تولید (MFP)[1] به صورت زیر است:

$$\pi_1 = \frac{\Pi_1}{\Pi_0} = \frac{Q_y}{Q_x} \qquad (۴)$$

[1]. Multi-Factor Productivity

که در آن، Q_y و Q_x به ترتیب شاخص مقدار ستاده و نهاده بنگاه در دوره یک نسبت به دوره پایه هستند. امروزه روش‌های اقتصاد سنجی و برنامه‌ریزی خطی از مهم‌ترین روش‌های بررسی بهره‌وری عوامل تولید در واحدهای اقتصادی است. شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست نیز از جمله ابزارهای موجود در روش‌های برنامه‌ریزی خطی برای سنجش بهره‌وری کل عوامل تولید است (زراءنژاد و یوسفی‌حاجی‌آباد، ۱۳۸۸: ۱۲۴).

۳- روش‌های اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری

روش‌های پارامتریک اقتصادسنجی همانند روش مرز تصادفی (SFA)[1] و روش مرز قطعی و روش ناپارامتریک تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)، از جمله روش‌هایی هستند که بیشترین کاربرد را در مطالعات مربوط به تحلیل مرز کارایی دارا می‌باشند. در روش‌های پارامتریک کارایی هر واحد اقتصادی با تابع تولید مرزی بدست‌آمده از توابع تولید یا هزینه ترانسلوگ و کاب- داگلاس تعیین می‌شود. در این روش‌ها به دلیل استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی، امکان آزمون فرضیه وجود دارد. مهم‌ترین ایراد روش‌های پارامتریک، این است که در فعالیت‌های خدماتی بر خلاف فعالیت‌های تولیدی، امکان تصریح یک شکل به خصوص برای اغلب توابع مشکل است. از این‌رو محدودیت‌های خاصی را در تخمین‌ها ایجاد می‌کند. همچنین در این روش نمرات کارایی به واحدهای اندازه‌گیری نهاده‌ها و ستاده‌ها وابسته می‌باشند. به عبارت دیگر، تغییر واحدهای اندازه‌گیری و تخمین جدید تابع مرزی تصادفی، نمرات کارایی متفاوتی را برای واحدهای مورد بررسی ارائه خواهد نمود.

تحلیل پوششی داده‌ها نیز یک روش برنامه‌ریزی خطی برای ارزیابی عملکرد بنگاه‌های اقتصادی است. در این روش با استفاده از اطلاعات موجود مربوط به نهاده‌ها و ستاده‌ها، مقادیر مربوط به کارایی‌های مختلف هر یک از بنگاه‌ها محاسبه می‌شود. در این روش واحدها با یک سطح استاندارد از قبل تعیین شده یا تابعی معلوم و مشخص مقایسه نمی‌شوند، بلکه ملاک ارزیابی آن‌ها واحدهای تصمیم گیرنده‌ای است که در شرایط یکسان، فعالیت‌های مشابهی انجام می‌دهند. ازآنجا که تعیین تابع تولید مرزی در عمل مشکل می‌باشد، در روشDEA بنگاه‌هایی که بالاترین نسبت ستاده به نهاده را داشته باشند، تشکیل دهنده مرز کارایی خواهند بود. فار[2] و همکاران (۱۹۹۴)،

---

[1]. Stochastic frontier Approach
[2]. Fare (1994)

نشان دادند که می‌توان با استفاده از روش تحلیل پوششی‌داده‌ها، شاخصی از بهره‌وری کل عوامل تولید را به دست آورد؛ که به آن شاخص مالم‌کوئیست گفته می‌شود. در این شاخص بر خلاف دیگر شاخص‌های مهم سنجش بهره‌وری کل عوامل تولید، نظیر ترنکویست[1]، نیاز به داشتن قیمت ستاده‌ها و نهاده‌ها نیست. همچنین در این شاخص، تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید به تغییرات تکنولوژیکی یا انتقال مرز کارایی و تغییرات کارایی فنی یا رسیدن به مرز کارایی، قابل تفکیک است. استفاده از شاخص مالم‌کوئیست نیازمند داشتن داده‌های مقطعی و سری زمانی واحدهای اقتصادی[2] است، در حالی که در شاخصی نظیر ترنکویست، صرفاً با استفاده از داده‌های سریزمانی برای یک بنگاه، محاسبه بهره‌وری عوامل تولید امکان‌پذیر است (موهان و ری[3]، ۱۱:۲۰۰۴).

۴- پیشینه تحقیق

با توجه به کاربرد فراوان شاخص‌های بهره‌وری در ارزیابی عملکرد اقتصادی، امروزه مطالعات زیادی در خصوص اندازه‌گیری و تحلیل شاخص‌های بهره‌وری انجام گرفته است که به چند مورد اشاره می‌گردد. چن[4] (۲۰۱۱)، بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع خودروسازی آمریکا را طی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۰، با استفاده از شاخص بهره‌وری مالم کوئیست مورد بررسی قرار داده است. در مجموع نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که سطح بهره‌وری کل عوامل تولید طی زمان افزایش داشته است. تغییرات تکنولوژیکی و تغییرات کارایی مقیاس بیشترین نقش را در رشد بهره‌وری عوامل تولید در کارخانجات مورد بررسی داشته است.

سن‌ترک[5] (۲۰۱۱)، در تحقیقی دیگر به ارزیابی بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع کارخانه‌ای ترکیه طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۰، با استفاده از شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست پرداخته است. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که بهره‌وری کل عوامل تولید طی این زمان ۵/۶ درصد رشد داشته است. صنایع با درصد مالکیت دولتی بالا از نرخ رشد بهره‌وری کمتری نسبت به صنایعی با مالکیت خصوصی بالا، برخوردار بوده‌اند. تغییرات تکنولوژیکی نیز بیشترین نقش را در رشد بهره‌وری عوامل تولید طی این زمان داشته است. بون[6] (۲۰۱۳)، در پژوهشی عوامل موثر بر بهره‌وری عوامل تولید در استرالیا، طی سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۰ با استفاده از شاخص مالم‌کوئیست

---

1. Tronqvist
2. Panel Data
3. Mohan and Ray (2004)
4. Chen (2011)
5. Senturk (2011)
6. Boon (2013)

را مورد بررسی قرار داده است. این نتایج حاکی از رشد بهره‌وری عوامل تولید در این کشور بوده، که عوامل تکنولوژیکی و فنی بهترتیب بیشترین سهم را در رشد بهره‌وری عوامل داشته‌اند. از دیگر مطالعات انجام شده دراین زمینه می‌توان به مطالعات یونل[1] (۲۰۰۳)، رودریک[2] و همکاران (۲۰۰۴)، یورک و زیم[3] (۲۰۰۵) وکاچانجا[4] و همکاران (۲۰۱۳) نیزاشاره کرد.

اما در زمینه تحقیقات صورت گرفته در داخل کشور، امامی‌میبدی و دیگران (۱۳۸۸)، به بررسی بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش صنعت در استان آذربایجان شرقی، طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۷۴، پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که تغییرات کارایی مدیریت با ضریب تقریباً یکسانی با سایر عوامل بر بهره‌وری عوامل در صنایع مورد بررسی اثرگذار بوده است. همچنین سطح بهره‌وری کل عوامل تولید طی این زمان تغییر چندانی نداشته است.

حکیمی‌پور و دیگران (۱۳۹۱)، در تحقیقی دیگر تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید صنایع بزرگ در استآن‌های ایران را با استفاده از شاخص مالم‌کوئیست، طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۷۱، مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که به طور متوسط، بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع بزرگ در استان‌های کشور طی سال‌های مورد بررسی افزایش نسبی داشته است. بر اساس این نتایج، متوسط میزان تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولیدی صنایع مذکور در کل استآن‌ها، در این دوره ۵ درصد بوده و این در حالی است که متوسط تغییرات کارایی منفی ۰/۸ درصد و متوسط تغییرات تکنولوژی برابر با ۵/۸ درصد بوده است. به عبارت دیگر منشأ افزایش در سطح بهره‌وری کل عوامل تولیدی ناشی از تغییرات تکنولوژی بوده و ضمن اینکه اثری تقویت کننده بر بهره‌وری داشته، اثر منفی تغییرات کارایی را نیز خنثی نموده است.

صادقیان (۱۳۹۱)، در پژوهشی به بررسی سطح بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع فولاد ایران، طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۸ پرداخته است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که بهره‌وری عوامل تولید در این بخش طی زمان از روند کاهشی برخوردار بوده، که تغییرات کارایی فنی و کارایی مقیاس بیشترین سهم را در این مورد داشته است.

---

1. Unel (2003)
2. Rodrik (2004)
3. Yoruk and Zaim (2005)
4. Gachanja (2013)

۵- مبانی نظری و روش تحقیق

۵-۱-تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)[1]

ارزیابی عملکرد و کارایی بنگاه‌ها در روش تحلیل پوششی داده‌ها، تحت دو فرض بازده ثابت[2] و متغیر به مقیاس[3]، با دو رویکرد نهاده‌گرا[4] یا ستاده‌گرا[5] صورت می‌پذیرد. بر همین اساس در روش DEA دو مدل CCR[6] و BCC[7] مطرح می‌شود؛ که اصولاً ارزیابی عملکرد واحدهای اقتصادی از طریق آن‌ها انجام می‌گیرد. اگر فرض شود که هر یک از N رشته فعالیت صنعتی با استفاده از K نهاده مقدار M ستاده را تولید می‌کند کارایی فنی واحد تصمیم گیرنده باتوجه به مدل CCR، با جهت‌گیری نهاده‌ای به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\begin{aligned} TE_I^{CRS} &= min_{\lambda,\theta}\ \theta_i \\ S.t \quad & -y_i + Y\ \lambda \geq 0 \\ & \theta_i X_i - X\ \lambda \geq 0 \\ & \lambda_j \geq 0 \\ & NI'\lambda \geq 0 \end{aligned} \qquad (۵)$$

جایی که θ یک عدد اسکالر و بیان کننده کارایی فنی تحت فرض بازدهی ثابت به مقیاس می‌باشد.در واقع θ نسبت بهینه نهاده مورد نیاز برای تحصیل مقدار معینی محصول به میزان مورد استفاده آن را نشان می‌دهد. مقدار عددی θ بین صفر و یک قرار دارد و هرچه به یک نزدیکتر باشد نشان دهنده سطح کارایی بالاتری است. λ یک بردار $N \times 1$ از اعداد ثابت است که نشان دهنده وزن مجموعه‌های مرجع برای شعب ناکارا می‌باشد و به عنوان مجهول در نظر گرفته می‌شود که با حل الگو مقادیر بهینه آن بدست می‌آید. Y یک ماتریس $M \times N$ ستاده‌هاست. X یک ماتریس $K \times N$ ازنهاده‌هاست. y_j و x_j نیز بردارهایی $M \times 1$ و $K \times 1$ ازستاده‌ها و نهاده‌های صنعت Jام می‌باشد.مدل مذکور باید N بار و هربار برای یک رشته فعالیت صنعتی محاسبه شود. از آنجا که همه صنایع مورد بررسی در مقیاس بهینه عمل نمی‌کنند، فرض بازدهی

---

1. Data Envelopment Analysis
2. Constant Return to Scale
3. Variable Return to Scale
4. Input Oriented
5. Output Oriented
6. Charnes, Cooper, Rhodes
7. Banker, Charnes, Cooper

ثابت به مقیاس نمی‌تواند همیشه مناسب باشد، لذا با افزودن قید تحدب $N1'\lambda = 1$ در مدل بالا می‌توان مدل CCR را بسط داد، تا به مدل BCC،که شامل فرض بازدهی متغیر به مقیاس می‌باشد، تبدیل شود. میزان کارایی مقیاس نیز از تقسیم کارایی نمره کارایی بنگاه در حالت فرض بازده ثابت به مقیاس بر نمره کارایی بدست آمده در حالت بازده متغیر به مقیاس بدست می‌آید. کارایی مقیاس[1]، یا توانایی یک صنعت برای قرارگرفتن در مقیاس بهینه اقتصادی، اشاره به مزایایی دارد که یک بنگاه در حالت بازده متغیر به مقیاس می‌تواند با تغییر اندازه‌اش بدست‌آورد. وجود فرض بازده ثابت به مقیاس در اندازه‌گیری کارایی صنایع، به آن معناست که میزان کارایی صنعت با تغییر مقیاس عملکرد آن تغییر نخواهد کرد.

اما فرض بازده متغیر به مقیاس تنها بیانگر این حقیقت است که بنگاه در محدوده بازدهی ثابت نسبت به مقیاس عمل نمی‌نماید، به منظور تعیین نوع بازدهی نسبت به مقیاس فزاینده یا کاهنده باید قید سوم را به صورت بازده نزولی نسبت به مقیاس ($N1'\lambda = 1$) تغییر داد. به عبارت دیگر، تعیین نوع بازده به مقیاس حاکم بر فرآیند تولید برای یک بنگاه خاص، با مقایسه مقدار کارایی فنی واحد مزبور در حالت بازده غیر صعودی نسبت به مقیاس با مقدار کارایی فنی متغیر نسبت به مقیاس تعیین می‌شود، به این صورت که اگر این دو با هم برابر باشند، آنگاه واحد مورد نظر در شرایط بازدهی نزولی نسبت به مقیاس تولید فعالیت می‌نماید و در غیر این صورت شرط بازدهی صعودی نسبت به مقیاس برقرار می‌باشد. در روش تحلیل پوششی داده‌ها، کارایی هریک از بنگاه‌های مورد بررسی در مقایسه با عملکرد سایر بنگاه‌ها تعیین می‌شود (امامی میبدی، ۱۳۷۹: ۵۲).

۵-۲- شاخص بهره‌وری مالم کوئیست

شاخص مالم‌کوئیست، تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید را با استفاده از دو مجموعه اطلاعات داده شده براساس محاسبه نسبت مسافت هر مجموعه از داده‌ها در مقایسه با تکنولوژی مشترک اندازه‌گیری می‌کند. اگر تکنولوژی دوره t به عنوان تکنولوژی مرجع استفاده می‌شود، شاخص مالم‌کوئیست با جهت‌گیری نهاده‌مدار، در محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید بین دوره s و دوره t، به صورت زیر است:

[1]. Scale Efficiency

$$M_i^t\left(y_s,x_s,y_t,x_t\right)=\frac{d_i^t\left(y_t,x_t\right)}{d_i^s\left(y_s,x_s\right)} \quad (۶)$$

از طرف دیگر، اگر تکنولوژی دوره sبه عنوان تکنولوژی پایه استفاده شود، این شاخص به صورت زیر خواهد بود:

$$M_i^s\left(y_s,x_s,y_t,x_t\right)=\frac{d_i^s\left(y_t,x_t\right)}{d_i^s\left(y_s,x_s\right)} \quad (۷)$$

که در آن نماد $d_i^s\left(y_t,x_t\right)$ اشاره به تابع مسافت مشاهدات دوره t تا تکنولوژی دوره s دارد. اگر $t=s$باشد، این مسافت معادل با میزان کارایی فنی گفته شده در بخش قبل خواهد بود. مقادیر بزرگ‌تر از یک برای M_i نشان دهنده وجود رشد بهره‌وری عوامل تولید از دوره s تا دوره t است، در حالی که مقادیر کمتر از یک نشان‌دهنده کاهش بهره‌وری کل عوامل تولید است (لاول، ۱۹۹۸: ۱۱۴). فار، گروسکاپ و رومز[1] (۱۹۹۸) ، نشان دادند که اگر تکنولوژی به صورت تکنولوژی خنثای هیکسی باشد، دوشاخص مالم‌کوئیست فوق معادل هستند (کولی و والدینگ[2]، ۲۰۰۵: ۱۷). در این صورت تابع مسافت را می‌توان به صورت $d_i^t\left(x,y\right)=A(t)d_i\left(x,y\right)$ نوشت. جهت اجتناب از تحمیل دیگر قیود لازم برای کاربرد هریک از دو فرمول فوق، اغلب شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید بر حسب میانگین هندسی این دو عبارت بیان می‌شود، یعنی:

$$M_i\left(y_s,x_s,y_t,x_t\right)=\left[\frac{d_i^s\left(y_t,x_t\right)}{d_i^s\left(y_s,x_s\right)}\times\frac{d_i^t\left(y_t,x_t\right)}{d_i^t\left(y_s,x_s\right)}\right]^{\frac{1}{2}} \quad (۸)$$

یا

$$M_i\left(y_s,x_s,y_t,x_t\right)=\frac{d_i^t\left(y_t,x_t\right)}{d_i^s\left(y_s,x_s\right)}\left[\frac{d_i^s\left(y_t,x_t\right)}{d_i^t\left(y_t,x_t\right)}\times\frac{d_i^s\left(y_s,x_s\right)}{d_i^t\left(y_s,x_s\right)}\right]^{\frac{1}{2}} \quad (۹)$$

[1]. Fare, Grooskap, Rooms (1998)
[2]. Coelli and Walding (2005)

که در آن $d_i^t(y_t,x_t) \Big/ d_i^s(y_s,x_s)$، تغییر در میزان کارایی فنی $(EFCH)$[1]، را براساس معیار فارل در زمان s تا t، اندازه‌گیری می‌کند. به عبارت دیگر، تغییر در کارایی برابر با نسبت کارایی فنی فارل در دوره t به کارایی فنی فارل در دوره s است. قسمت باقیمانده این عبارت نیز مقیاسی از تغییرات تکنولوژیکی (TCH)[2] را نشان می‌دهد. در معادله ۸، چهار مقیاس مسافت با حل چهار مدل برنامه‌ریزی خطی(LP)، همانند مدل تحلیل پوششی داده‌ها، محاسبه می‌شود. این چهار مدل برنامه‌ریزی خطی باید n بار و هر بار برای یک بنگاه نمونه حل شوند. در حالتی که در فرآیند تولید بازده نسبت به مقیاس ثابت برقرار باشد، فقط دو منبع رشد بهره‌وری، یعنی تغییرات کارایی و تغییرات تکنولوژیکی وجود دارد.

جدول (۱): مدل‌های برنامه ریزی خطی برای حل مسئله بهره‌وری

$d_i^t(y_t,x_t)=min_{\lambda,\theta}\ \theta$ $S.t \quad -y_{it}+Y_t\lambda\geq 0$ (10) $\theta x_{it}-X_t\lambda\geq 0$ $\lambda\geq 0$	$d_i^s(y_s,x_s)=min_{\lambda,\theta}\ \theta$ $S.t \quad -y_{is}+Y_s\lambda\geq 0$ (11) $\theta x_{is}-X_s\lambda\geq 0$ $\lambda\geq 0$
$d_i^t(y_s,x_s)=min_{\lambda,\theta}\ \theta$ $S.t \quad -y_{is}+Y_t\lambda\geq 0$ (12) $\theta x_{is}-X_t\lambda\geq 0$ $\lambda\geq 0$	$d_i^s(y_t,x_t)=min_{\lambda,\theta}\ \theta$ $S.t \quad -y_{it}+Y_s\lambda\geq 0$ (13) $\theta x_{it}-X_s\lambda\geq 0$ $\lambda\geq 0$

اما چنانچه در فرایند تولید بازده متغیر نسبت به مقیاس برقرار باشد، علاوه بر دو منبع فوق، اثرات کارایی مدیریتی یا کارایی فنی خالص $(PTECH)$[3] و کارایی مقیاس $(SECH)$[4] نیز به عنوان دیگر منابع رشد بهره‌وری در نظر گرفته می‌شوند (پاسیوراس وسایفوداسکالاکیس،[5] ۲۰۰۷: ۴). تغییرات کارایی مدیریتی به صورت زیر مشخص می‌شود:

1. Technical Efficiency Change
2. Technological Change
3. Pure Technical Efficiency
4. Scale Efficiency Change
5. Pasiouras and Sifodaskalakis (2007)

$$PTECH = \frac{d_{ov}^{t}\left(y_t, x_t\right)}{d_{ov}^{s}\left(y_s, x_s\right)} \qquad (۱۴)$$

اثرکارایی مقیاس در واقع میانگین هندسی دو مقیاس کارایی با توجه به تکنولوژی زمان t و زمان s است. تغییرات کارایی مقیاس نیز به صورت زیر است:

$$SECH = \left[\frac{d_{ov}^{t}\left(y_t, x_t\right) \Big/ d_{oc}^{t}\left(y_t, x_t\right)}{d_{ov}^{t}\left(y_s, x_s\right) \Big/ d_{oc}^{t}\left(y_s, x_s\right)} \times \frac{d_{ov}^{t}\left(y_t, x_t\right) \Big/ d_{oc}^{s}\left(y_t, x_t\right)}{d_{ov}^{s}\left(y_s, x_s\right) \Big/ d_{oc}^{s}\left(y_s, x_s\right)} \right]^{\frac{1}{2}} \qquad (۱۵)$$

که در آن اندیس v و c به ترتیب اشاره به بازده نسبت به مقیاس متغیر و ثابت دارد. تغییرات کارایی مدیریتی و کارایی مقیاس تعیین‌کننده تغییرات کارایی فنی است. همچنین حاصل ضرب کارایی مدیریتی، کارایی تکنولوژیکی و کارایی مقیاس، تغییرات بهره‌وری عوامل تولید را رقم می‌زند (امامی‌میبدی، ۱۳۸۸: ۸۷).

۶- منابع داده‌ها و نحوه جمع‌آوری آن‌ها

در این تحقیق به منظور ارزیابی بهره‌وری و کارایی فنی صنایع کارخآن‌های ایران، داده‌های ترکیبی ۱۳۰ رشته فعالیت صنعتی بر اساس استاندارد بین‌المللی طبقه‌بندی صنایع (ISIC)[1] در سطح کدهای۴ رقمی، طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۸۰ جمع‌آوری[2] و با استفاده از شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست و روش تحلیل پوششی داده‌ها، تاثیر عوامل موثر بر تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش صنعت ایران مود بررسی قرار گرفته است[3]. با توجه به اهداف تحقیق، نهاده‌ها و ستاده‌های مورد استفاده هریک از رشته فعالیت‌های مختلف صنعتی، با توجه به میزان تاثیر و اهمیت

[1].International Standard Industrial Classification

[2]. واقعی‌سازی متغیرهای مورد بررسی بر اساس شاخص قیمتی مصرف‌کننده CPI، بر مبنای قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ صورت پذیرفته است.

[3]. در طبقه‌بندی (ISIC)، بر اساس کدهای۴ رقمی، صنایع کارخانه‌ای ایران به ۱۴۰ رشته فعالیت صنعتی تقسیم می‌شوند. اما با توجه به در دسترس نبودن آمار و اطلاعات لازم ۱۰ رشته فعالیت صنعتی و عدم انتشار آمار و اطلاعات کارگاه‌های صنعتی دارای ده نفر کارکن و بیشتر پس از سال ۱۳۸۹، در نهایت عملکرد ۱۳۰ رشته فعالیت، طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۸۰ مورد ارزیابی قرار گرفته است.

هر یک از عوامل موثر در عملکرد هر یک از صنایع، تعریف و در نهایت تعداد شاغلین، حجم سرمایه و ارزش انرژی مصرفی این صنایع به عنوان نهاده در نظر گرفته شده‌اند[۱]. سطح ارزش افزوده هر یک از صنایع کارخانه‌ای نیز به عنوان ستاده در نظر گرفته شده است.

۷- تجزیه و تحلیل داده‌ها

پس از جمع‌آوری اطلاعات مورد نیاز، با روش چندمرحله‌ای و جهت‌گیری نهاده‌مدار، ابتدا میزان کارایی هر یک از رشته فعالیت‌های مختلف صنعتی، برای هر یک از سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۸۰، محاسبه شده است[۲]. در مجموع، نتایج ارزیابی کارایی فنی با گرایش نهاده‌مدار، نشان می‌دهد که میانگین کارایی صنایع مورد بررسی در حالت VRS در هر یک از سال‌های مورد بررسی به ترتیب ۰/۲۵، ۰/۳۵، ۰/۳۲، ۰/۴۸، ۰/۵۸، ۰/۳۱، ۰/۳۶، ۰/۵۱، ۰/۵۷ و ۰/۴۹ بوده است. به عبارت دیگر، با توجه به سطح کنونی ارزش افزوده این صنایع، در هر یک از سال‌های مورد بررسی به ترتیب به طور میانگین امکان کاهش ۰/۷۵، ۰/۶۵، ۰/۶۸، ۰/۵۲، ۰/۴۲، ۰/۶۹، ۰/۶۴، ۰/۴۹، ۰/۴۳ و ۰/۵۱ در سطح نهاده‌های مورد استفاده صنایع وجود دارد.

جدول (۲): میانگین کارایی رشته فعالیت‌های مختلف صنعتی طی سال‌های ۱۳۸۹- ۱۳۸۰

سال	بازده ثابت نسبت به مقیاس (*CRS*)	بازده متغیر نسبت به مقیاس (*VRS*)	کارایی مقیاس (*SC*)
۱۳۸۰	۰/۱۵	۰/۲۵	۰/۷۲
۱۳۸۱	۰/۳	۰/۳۵	۰/۹
۱۳۸۲	۰/۲۵	۰/۳۲	۰/۸۴
۱۳۸۳	۰/۴۱	۰/۴۸	۰/۸۹
۱۳۸٤	۰/۵	۰/۵۸	۰/۸۸
۱۳۸۵	۰/۲۴	۰/۳۱	۰/۳۱
۱۳۸٦	۰/۳	۰/۳۶	۰/۸۵
۱۳۸۷	۰/۴۴	۰/۵۱	۰/۸۸
۱۳۸۸	۰/۴۶	۰/۵۷	۰/۸۳
۱۳۸۹	۰/۴۱	۰/۴۹	۰/۸۶
میانگین دوره	**۰/۳٤**	**۰/٤۲**	**۰/۷۹**

ماخذ:یافته‌های تحقیق

با فرض بازدهی متغیر نسبت به مقیاس در هر یک از سال‌های مورد بررسی تعداد ۷، ۸، ۹، ۱۱، ۲۰، ۶، ۱۱، ۱۴، ۱۶، و۱۳ رشته فعالیت صنعت از کارایی صد درصد برخوردار بوده‌اند. همچنین، با

---

[۱]. موجودی سرمایه استفاده شده در این تحقیق با استفاده از روش یانگ محاسبه شده است.

[۲]. تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم افزار DEAP صورت پذیرفته است.

فرض بازده نسبت به مقیاس ثابت، میانگین کارایی صنایع مختلف طی زمان مورد بررسی۰/۱۵، ۰/۳، ۰/۲۵، ۰/۴۱، ۰/۵۰، ۰/۲۴، ۰/۳۰، ۰/۴۴، ۰/۴۶ و ۰/۴۱ بوده است. سطوح کارایی به دست آمده نشان می‌دهد که به عنوان مثال؛ در سال ۱۳۸۹ این صنایع باید به طور میانگین، ۵۱ درصد در نهاده‌هایشان صرفه‌جویی کنند تا به کارایی فنی نهاده برسند، و قریب به ۵۹ درصد در نهاده‌هایشان صرفه‌جویی نمایند تا هم به کارایی فنی نهاده برسند و هم به مقیاس بهینه دست یابند.

میانگین کارایی مقیاس صنایع در این زمان به ترتیب۰/۷۲، ۰/۹، ۰/۸۴، ۰/۸۹، ۰/۸۸، ۰/۳۱، ۰/۸۵، ۰/۸۸، ۰/۸۳ و ۰/۸۶ بوده است که نشان‌دهنده لزوم حرکت به سمت مقیاس بهینه تولید در صنایع کارخانه‌ای ایران است. اکثریت صنایع در محدوده بازدهی نسبت به مقیاس فزاینده فعالیت می‌کنند. در مجموع، نتایج ارزیابی کارایی فنی نشان می‌دهد که علی‌رغم بالاتر بودن کارایی مقیاس، اکثریت این صنایع از لحاظ کارایی مدیریتی در وضعیت مناسبی قرار ندارند.

بررسی میانگین سالانه شاخص مالمکوئیست، نسبت به سال پایه، ۱۳۸۰، در جدول۳ نشان می‌دهد که بهره‌وری کل عوامل تولید طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ از میانگین کاهش ۷ درصدی برخوردار بوده است[۱].

جدول (۳): میانگین سالانه شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست صنایع کارخانه‌ای ایران طی سال‌های ۱۳۸۹- ۱۳۸۰

سال	تغییرات کارایی فنی $(EFCH)$	تغییرات تکنولوژیکی (TCH)	تغییرات کارایی مدیریت $(PECH)$	تغییرات کارایی مقیاس $(SECH)$	تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید $(TFPCH)$
۱۳۸۱	۲/۲۶۷	۰/۴۶۷	۱/۶۳۰	۱/۳۹۱	۱/۰۵۸
۱۳۸۲	۰/۸۰۶	۱/۵۲۱	۰/۸۸۴	۰/۹۱۲	۱/۲۲۶
۱۳۸۳	۱/۷۱۵	۰/۵۲۸	۱/۵۷۶	۱/۰۸۹	۰/۹۰۶
۱۳۸٤	۱/۲۹۳	۰/۸۵۴	۱/۲۹۴	۰/۹۹۹	۱/۱۰۴
۱۳۸۵	۰/۴۳۷	۲/۴۱۳	۰/۴۸۰	۰/۹۰۹	۱/۰۵۳
۱۳۸٦	۱/۲۶۰	۰/۸۴۹	۰/۲۰۶	۱/۰۴۵	۱/۰۶۹
۱۳۸۷	۱/۵۳۹	۰/۷۱۵	۱/۴۶۶	۱/۰۵۰	۱/۱۰۰
۱۳۸۸	۱/۰۴۱	۱/۰۹۴	۱/۱۱۰	۰/۹۳۹	۱/۱۳۹
۱۳۸۹	۰/۸۸۵	۱/۱۸۱	۰/۸۶۷	۱/۰۲۱	۱/۰۴۵
میانگین دوره	**۱/۱۳٦**	**۰/۹٤٦**	**۱/۱۰۲**	**۱/۰۳۱**	**۱/۰۷۵**

ماخذ: یافته‌های تحقیق

[۱]. چنانچه تغییرات شاخص مالم‌کوئیست بر مبنای حداقل سازی عوامل تولید کمتر از یک باشد، بر بهبود عملکرد دلالت دارد. در حالتی که بزرگتر از یک باشد به کاهش عملکرد طی زمان اشاره دارد و در حالتی که تغییرات شاخص مالم‌کوئیست بر مبنای حداکثرسازی عوامل تولید بزرگتر از یک باشد، بر بهبود عملکرد دلالت دارد (کولی و دیگران، ۱۹۹۸: ۱۸).

در این زمینه، شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید (TFPCH)، پس از کاهش حدوداً ۵ درصدی در سال ۱۳۸۱، در سال بعد نیزکاهش داشته است. در این زمان، کارایی فنی (EFCH)، از روند کاهنده برخوردار بوده و در سال‌های بعد روندی نوسانی داشته است، که ناشی از کاهش کارایی مدیریتی و کارایی مقیاس بوده است.

کارایی مدیریتی رشته فعالیت‌های مختلف صنعتی (PECH)، به طور میانگین حدود ۱۰ درصد کاهش را نشان می‌دهد. تغییرات تکنولوژیکی (TCH)، نیز اگرچه نسبت به سال پایه از روندی نوسانی برخوردار بوده، اما در کل نسبت به این سال میانگین رشد ۶ درصدی داشته است. کارایی مقیاس (SECH) صنایع نیز علی‌رغم روند نوسانی، میانگین کاهش ۳ درصد را نشان می‌دهد.

در سال ۱۳۸۹، کارایی فنی صنایع به علت افزایش کارایی مدیریتی آن‌ها افزایش یافته و علی‌رغم تغییرات تکنولوژیکی و تغییرات کارایی مقیاس، کارایی صنایع نسبت به سال پایه رشد داشته است. همچنین، در جدول شماره ۴ در پیوست تحقیق، میانگین سالانه شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست به تفکیک برای هریک از رشته فعالیت‌های مختلف صنعتی ارائه شده است. به عنوان مثال در این جدول، صنایع فعال در زمینه آماده‌سازی و ریسندگی الیاف منسوج دارای میانگین حدوداً ۱۴ درصدی کاهش در کارایی فنی و افزایش حدوداً ۲ درصدی تغییرات تکنولوژیکی بوده است. تغییرات کارایی مقیاس این رشته فعالیت صنعتی میانگین کاهش ۷ درصدی را نشان می‌دهد. همچنین،کارایی خالص فنی یا کارایی مدیریتی این صنعت به طور میانگین ۶ درصد کاهش داشته است. در مجموع، بهره‌وری کل عوامل تولید در این رشته فعالیت صنعتی براساس شاخص مالم کوئیست از میانگین کاهش ۱۱ درصد برخوردار بوده است.

بنگاه‌های فعال در زمینه تولید محصولات چوبی و سیم و کابل عایق‌بندی با نرخ رشد ۱۵ و ۵۵- درصد، به ترتیب بالاترین و پایین‌ترین میانگین تغییرات کارایی فنی را دارا بوده‌اند. رشته فعالیت‌های صنعتی تولید پوشاک، تولید وسایل نقلیه موتوری، و تولید سایر محصولات چوبی به ترتیب با ۱۹، ۲۰ و ۱۵ درصد بیشترین رشد تغییرات تکنولوژیکی، تغییرات کارایی مدیریتی و تغییرات کارایی مقیاس را دارا بوده‌اند و در مقابل، گروه محصولات اساسی مسی، تولید ورقه‌های روکش‌شده و تخته چندلائی و تولید گلیم و زیلو و جاجیم دستباف بدترین عملکرد را داشته‌اند.

صنایع فعال در زمینه تولید فرآورده‌های نفتی تصفیه شده بیشترین رشد بهره‌وری کل عوامل تولید را داشته است که علت آن تغییرات تکنولوژیکی مثبت در این رشته فعالیت صنعتی بوده است. در مقابل، رشته فعالیت‌های صنعتی تولید و تعمیر انواع کشتی نیز با کاهش میانگین بهره‌وری عوامل

تولید به میزان ۳۲ درصد بیشترین کاهش سطح بهره‌وری را تجربه کرده است. تغییرات بهره‌وری بیشتر صنایع بین ۱۰ تا ۱۵ درصد متغیر بوده و فقط ۱۸ رشته فعالیت صنعتی از رشد بهره‌وری برخوردار بوده‌اند. سطح بهره‌وری بیشتر صنایع کارخانه‌ای ایران طی زمان کاهش یافته است که علت آن کاهش کارایی مدیریتی و کارایی مقیاس در این صنایع بوده است.

۸- نتایج و توصیه‌های سیاستی

در این پژوهش، با استفاده از شاخص بهره‌وری مالم کوئیست و همچنین روش تحلیل پوششی داده‌ها به بررسی تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید و وضعیت کارایی ۱۳۰ رشته فعالیت صنعتی، طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۸۰ پرداخته شده است. از نتایج تحقیق، تشخیص روند تغییرات بهره‌وری عوامل تولید و نقش هر یک از عوامل فنی، مدیریتی در این تغییرات و نحوه رسیدن به سطح مطلوب بهره‌وری و کارایی است. با توجه به نتایج بدست آمده، طی سال‌های موردبررسی به ترتیب ۴، ۹، ۳، ۵، ۱۰، ۵، ۶، ۹، ۶، و ۷ درصد از رشته فعالیت‌های مختلف صنعتی در هردوحالت CRS و VRS کارا می‌باشند. به عبارتی فقط همین صنایع توانسته‌اند هر دو کارایی فنی و مقیاس را به دست آورند. در نقطه مقابل، در طی این زمان، ۵، ۶، ۷ و ۸، ۱۵، ۴، ۸، ۱۰، ۱۲ و ۱۰ درصد از صنایع کارخانه‌ای ایران وجود دارد که در حالت VRS،کاراهستند. این صنایع در حالت CRS کارا نبوده و لذا فقط کارایی خالص فنی دارند و فاقد کارایی مقیاس می‌باشند.

میانگین سالانه شاخص بهره‌وری مالم کوئیست، نسبت به سال ۱۳۸۰، نشان می‌دهد که میانگین بهره‌وری کل عوامل تولید طی دوره مورد بررسی از کاهش ۷ درصدی برخوردار بوده است. اکثریت صنایع دارای تغییرات تکنولوژیکی مثبت بوده، که این امر باعث شده است علی‌رغم کاهش در کارایی فنی و کارایی فنی خالص، بهره‌وری عوامل تولید در صنایع کارخانه‌ای ایران چندان کاهش نیابد. در این میان، با وجود ثابت ماندن میانگین کارایی مقیاس برخی از صنایع طی زمان، کارایی فنی، کارایی تکنولوژیکی و کارایی فنی خالص و بهره‌وری کل عوامل تولید طی زمان تغییر کرده است.

با توجه به ماهیت مدل نهاده‌مدار، فرض بر آن بوده است که رشته فعالیت‌های صنعتی توانایی کنترل نهاده‌های مورد استفاده را دارد. از این رو صنایع ناکارا باید برای رسیدن به کارایی فنی و مقیاس در میزان استفاده از نهاده‌های خود، مقادیر خاصی نهاده‌ها را صرفه‌جویی کنند. در این مورد، روند تغییرات نمرات کارایی و شاخص‌های بهره‌وری مالم‌کوئیست ایجاب می‌کند مطالعات

جانبی بیشتری در مورد علل این تغییرات انجام شود. همچنین لازم است که بررسی‌هایی نظیر ارزیابی کارایی سودآوری، انجام شود، تا در کنار اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری صنایع، عملکرد واحدها از جنبه‌های دیگری- که همگی مکمل یکدیگر بوده مشخص شود تا با اطمینان بیشتری بتوان پیشنهادات سیاستی را در مورد این شعب ارائه کرد. علاوه بر این، مواردی همچون؛ استفاده بهینه از نهاده‌های مورد استفاده صنایع همانند نیروی کار و سرمایه، ایجاد زمینه مناسب برای حرکت به سمت مقیاس بهینه تولید، استفاده از ابزارهای لازم جهت ارتقای سطح کارایی مدیریتی (کارایی خالص) صنایع، جهت بهبود عملکرد رشته فعالیت‌های مختلف صنعتی ضروری می‌باشد. علاوه بر موارد ذکر شده، با استفاده از یافته‌های تحقیق می‌توان پیشنهادات زیر را در جهت بهبود کارایی صنایع کارخانه‌ای ایران بیان نمود:

۱. با توجه به عدم رشد کارایی مقیاس صنایع کارخانه‌ای ایران لزوم تجدید ساختار صنایع کارخآن‌های، به منظور استفاده بهینه از ظرفیت‌های تولیدی و سایر نهاده‌های مورد استفاده و ایجاد زمینه مناسب برای بروز صرفه‌های ناشی از مقیاس در فرآیند تولید بیش از پیش نمایان می‌شود.

۲. با توجه به اینکه نتایج تحقیق نشان دهنده وجود تفاوت‌های معنی‌دار در عملکرد رشته فعالیت‌های مختلف صنعتی ایران با یکدیگر است، بررسی عملکرد رشته فعالیت‌های صنعتی مختلف با استفاده از شاخص‌هایی همچون میزان کارایی و بهره‌وری صنایع طی زمان، به منظور در اولویت قرار دادن صنایع کارا در سیاست‌های حمایتی دولت لازم به نظر می‌رسد.

۳. با توجه به پایین بودن سطوح کارایی فنی صنایع مورد بررسی، لازم است مسئله ارتقای سطح کارایی و استفاده از منافع حاصل از آن در برنامه‌های توسعه اقتصادی جهت افزایش سطح مزیت نسبی صنایع کارخانه‌ای ایران در جهت کاهش هزینه‌ها، رشد تولید و افزایش توان رقابت‌پذیری آن‌ها مورد توجه قرار گیرد.

جدول (۴): میانگین سالانه شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست به تفکیک صنایع کارخانه‌ای ایران طی سال‌های ۱۳۸۹- ۱۳۸۰

کد	رشته فعالیت	تغییرات کارایی فنی *(EFCH)*	تغییرات تکنولوژیکی *(TCH)*	تغییرات کارایی مدیریتی *(PECH)*	تغییرات کارایی مقیاس *(SECH)*	تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید *(TFPCH)*
۱۵۱۲	عمل‌آوری و حفاظت ماهی و فراورده‌های ماهی	۱/۱۴۵	۰/۹۱۸	۱/۱۴۲	۱/۰۰۳	۱/۰۵۲
۱۵۱۴	تولید روغن و چربی حیوانی و نباتی خوراکی	۱/۱۰۴	۰/۹۸۳	۱/۰۸۸	۱/۰۱۵	۱/۰۸۵
۱۵۱۵	کشتار دام و طیور	۱/۱۴۸	۰/۹۷۱	۱/۱۴۱	۱/۰۰۶	۱/۱۱۵
۱۵۱۶	عمل‌آوری و حفاظت گوشت و فرآورده‌های گوشتی از فساد	۱/۱۵۸	۰/۹۸۴	۱/۱۳۷	۱/۰۱۸	۱/۱۴۰
۱۵۱۷	پاک‌کردن و درجه‌بندی و بسته‌بندی خرما	۱/۱۳۰	۰/۸۴۳	۱/۰۲۰	۱/۱۰۸	۰/۹۵۲
۱۵۱۸	پاک‌کردن و درجه‌بندی و بسته‌بندی پسته	۱/۱۱۰	۰/۹۰۲	۱/۰۸۲	۱/۰۲۷	۱/۰۰۲
۱۵۱۹	عمل‌آوری و حفاظت میوه‌ها	۱/۱۴۰	۰/۹۸۲	۱/۰۸۵	۱/۰۲۶	۱/۰۹۳
۱۵۲۰	تولید فراورده‌های لبنی	۱/۱۰۷	۱/۰۰۱	۱/۱۱۵	۰/۹۹۰	۱/۱۰۸
۱۵۳۱	آماده‌سازی و آرد کردن غلات و حبوبات	۱/۱۴۷	۱/۰۱۱	۱/۱۴۵	۱/۰۰۱	۱/۱۵۹
۱۵۳۲	تولید نشاسته و فرآورده‌های نشاسته‌ای	۱/۰۷۵	۰/۹۸۰	۱/۰۶۹	۱/۰۰۶	۱/۰۵۴
۱۵۳۳	تولید خوراک دام و حیوانات	۱/۱۷۶	۱/۰۰۸	۱/۱۵۷	۱/۰۱۶	۱/۱۸۴
۱۵۴۲	تولید قند و شکر	۱/۰۶۷	۰/۹۶۲	۱/۰۴۹	۱/۰۱۷	۱/۰۲۶
۱۵۴۳	تولید آب نبات و شکلات و نقل	۱/۱۰۲	۰/۹۸۴	۱/۰۹۰	۱/۰۱۲	۱/۰۸۵
۱۵۴۴	تولید رشته و ماکارونی و ورمیشل	۱/۱۶۸	۰/۹۶۹	۱/۱۶۰	۱/۰۰۷	۱/۱۳۱
۱۵۴۵	نانوائی	۱/۱۵۴	۰/۹۴۱	۱/۰۸۹	۱/۰۶۰	۱/۰۸۶
۱۵۴۶	تولید نان و شیرینی و بیسکویت	۱/۱۲۸	۰/۹۴۹	۱/۰۸۸	۱/۰۳۷	۱/۰۷۰
۱۵۴۷	چای سازی	۱/۲۱۵	۰/۹۸۵	۱/۱۹۸	۱/۰۱۴	۱/۱۹۷
۱۵۴۸	تولید سایر محصولات غذایی طبقه‌بندی نشده	۱/۱۰۳	۱/۰۰۳	۱/۰۹۸	۱/۰۰۵	۱/۱۰۷
۱۵۵۱	تولید الکل اتیلیک از مواد تخمیر شده	۱/۰۷۲	۰/۹۸۱	۱/۰۵۲	۱/۰۱۹	۱/۰۵۲
۱۵۵۳	تولید مالتا و ماءالشعیر	۱/۲۳۳	۰/۹۱۳	۱/۱۶۰	۱/۰۶۳	۱/۱۲۵
۱۵۵۵	تولید نوشابه‌های غیرالکلی گازدار	۱/۱۰۶	۰/۹۶۱	۱/۰۶۶	۱/۰۳۸	۱/۶۳
۱۵۵۶	تولید دوغ و آب‌معدنی	۱/۱۳۰	۰/۹۷۳	۰/۹۷۵	۱/۱۵۹	۱/۰۹۹
۱۶۰۰	تولید محصولات از توتون و تنباکو- سیگار	۱/۱۲۰	۰/۸۵۲	۱/۰۵۱	۱/۰۶۶	۰/۹۵۵
۲۲۱۲	انتشار روزنامه و مجله و نشریات ادواری	۱/۱۳۳	۰/۹۰۵	۱/۱۲۹	۱/۰۰۳	۱/۰۲۵

کد	رشته فعالیت	تغییرات کارایی فنی (EFCH)	تغییرات تکنولوژیکی (TCH)	تغییرات کارایی مدیریتی (PECH)	تغییرات کارایی مقیاس (SECH)	تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید (TFPCH)
۲۲۱۹	سایر انتشارات	۱/۲۴۳	۰/۹۶۷	۱/۰۵۱	۱/۱۸۳	۱/۲۰۲
۲۲۲۱	چاپ	۱/۱۲۹	۰/۹۵۱	۱/۱۳۲	۰/۹۹۸	۱/۰۷۴
۲۲۲۲	فعالیتهای خدماتی مربوط به چاپ	۱/۱۴۶	۰/۹۳۸	۱/۰۳۸	۱/۱۰۴	۱/۰۷۵
۲۳۱۰	تولید فرآورده‌های کوره کک	۱/۲۷۳	۰/۹۱۱	۱/۰۶۹	۱/۱۹۱	۱/۱۶۰
۲۳۲۰	تولید فرآورده‌های نفتی تصفیه شده	۱/۰۰۰	۰/۷۹۵	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۷۹۵
۲۴۱۱	تولیدمواد شیمیائی اساسی بجز کود و ترکیبات ازت	۰/۹۴۴	۱/۰۱۲	۰/۹۴۲	۱/۰۰۳	۰/۹۵۵
۲۴۱۲	تولید کود شیمیائی و ترکیبات ازت	۱/۰۸۴	۱/۰۱۵	۱/۰۷۶	۱/۰۰۸	۱/۱۰۰
۲۴۱۳	تولید مواد پلاستیکی به شکل اولیه	۰/۹۶۲	۱/۰۰۴	۰/۹۵۶	۱/۰۰۷	۰/۹۶۷
۲۴۲۱	تولید سموم دفع آفات و سایر فرآورده‌های	۱/۱۳۳	۱/۰۰۵	۱/۱۰۸	۱/۰۲۳	۱/۱۳۸
۲۴۲۲	تولید انواع رنگ و روغن جلا و	۱/۱۱۱	۰/۹۲۵	۱/۱۱۳	۰/۹۹۸	۱/۰۲۷
۲۴۲۳	تولید دارو و مواد شیمیائی مورد استفاده در پزشکی و	۱/۲۴۸	۰/۹۰۷	۱/۱۸۹	۱/۰۵۰	۱/۱۳۲
۲۴۲۴	تولید صابون و مواد پاک‌کننده	۱/۰۷۵	۰/۹۹۹	۱/۰۳۲	۱/۰۴۲	۱/۰۷۴
۲۴۲۹	تولید سایر محصولات شیمیائی طبقه‌بندی نشده	۱/۱۲۶	۱/۰۱۰	۱/۱۲۹	۰/۹۹۷	۱/۱۳۶
۲۴۳۰	تولید الیاف مصنوعی	۱/۰۲۶	۰/۹۸۱	۱/۰۳۴	۰/۹۹۲	۱/۰۰۷
۲۵۱۱	تولید لاستیک روئی و توئی و روکش کردن مجدد	۱/۱۵۷	۰/۹۲۱	۱/۱۲۱	۱/۰۳۱	۱/۰۶۵
۲۵۱۹	تولید سایر محصولات لاستیکی	۱/۱۲۲	۱/۰۰۶	۱/۱۱۷	۱/۰۰۴	۱/۱۲۹
۲۵۲۰	تولید محصولات پلاستیکی بجز کفش	۱/۲۰۰	۰/۹۳۹	۱/۱۵۳	۱/۰۴۰	۱/۱۲۶
۲۶۱۱	تولید شیشه جام	۱/۰۳۰	۰/۹۷۶	۱/۳۱۰	۰/۹۹۰	۱/۰۰۵
۲۶۱۲	تولید محصولات شیشه‌ای بجز شیشه جام	۱/۱۳۲	۰/۹۶۴	۱/۱۳۳	۱/۰۰۰	۱/۰۹۲
۲۶۹۱	تولید کالاهای سرامیکی غیر نسوز غیرساختمانی	۱/۱۳۹	۰/۹۵۲	۱/۱۴۱	۰/۹۹۸	۱/۰۸۵
۲۶۹۲	تولید محصولات سرامیکی نسوز- عایق حرارت	۱/۰۳۵	۱/۰۵۵	۱/۰۳۹	۰/۹۹۶	۱/۰۹۲
۲۹۱۵	تولید تجهیزات بالابرنده و جابه‌جا کننده	۱/۱۳۶	۰/۸۸۶	۱/۱۳۱	۱/۰۰۵	۱/۰۰۷
۲۹۱۹	تولید سایر ماشین‌آلات با کاربرد عام	۱/۱۶۰	۰/۹۳۲	۱/۱۳۷	۱/۰۲۰	۱/۰۸۰
۲۹۲۱	تولید ماشین‌آلات کشاورزی و جنگلداری	۱/۲۴۹	۰/۹۱۸	۱/۲۴۵	۱/۰۰۴	۱/۱۴۷
۲۹۲۲	تولید ماشین ابزار	۱/۰۹۳	۰/۹۴۶	۱/۰۹۳	۱/۰۰۰	۱/۰۳۴

کد	رشته فعالیت	تغییرات کارایی فنی (EFCH)	تغییرات تکنولوژیکی (TCH)	تغییرات کارایی مدیریتی (PECH)	تغییرات کارایی مقیاس (SECH)	تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید (TFPCH)
۲۹۲۳	تولید ماشین‌آلات متالوژی ذوب فلز	۰/۹۷۲	۰/۹۹۸	۰/۹۷۳	۰/۹۹۹	۰/۹۷۱
۲۹۲۴	تولید ماشین‌آلات معدن و استخراج	۱/۳۰۷	۱/۰۰۴	۱/۲۹۶	۱/۰۰۸	۱/۳۱۲
۲۹۲۵	تولید ماشین‌آلات عمل‌آوری موادغذائی	۱/۱۶۰	۰/۹۰۲	۱/۱۳۶	۱/۰۱۲	۱/۰۴۷
۲۹۲۶	تولید ماشین‌آلات برای تولید منسوجات	۱/۱۵۴	۰/۹۴۰	۱/۱۲۳	۱/۰۲۷	۱/۰۸۴
۲۹۲۹	تولید سایر ماشین‌آلات با کاربرد خاص	۰/۹۲۲	۰/۸۷۳	۰/۸۸۶	۱/۰۴۱	۰/۸۰۵
۲۹۳۰	تولید وسایل خانگی طبقه‌بندی نشده	۱/۰۵۶	۰/۹۲۹	۰/۹۲۷	۱/۱۴۰	۰/۹۸۲
۳۰۰۰	تولید ماشین‌آلات اداری و حسابگر و محاسباتی	۱/۰۵۱	۰/۸۳۹	۱/۰۴۹	۱/۰۰۲	۰/۸۸۲
۳۱۱۰	تولید موتورهای برق و ژنراتور	۱/۲۶۹	۰/۹۵۴	۱/۲۶۷	۱/۰۰۱	۱/۲۱۱
۳۱۲۰	تولید دستگاههای توزیع و کنترل نیروی برق	۱/۲۱۸	۰/۸۷۹	۱/۲۲۲	۰/۹۹۷	۱/۰۷۱
۳۱۳۰	تولید سیم و کابل عایق‌بندی شده	۱/۵۵۵	۰/۹۸۱	۱/۱۳۵	۱/۰۱۷	۱/۱۳۴
۳۱۴۰	تولید انباره‌ها و پیلها و باطریهای اولیه	۱/۱۱۲	۰/۹۹۰	۱/۱۱۵	۰/۹۹۷	۱/۱۰۱
۳۱۵۰	تولید لامپهای الکتریکی و تجهیزات روشنائی	۱/۱۷۲	۰/۹۳۵	۱/۱۶۳	۱/۰۰۷	۱/۰۹۵
۳۱۹۰	تولید سایر تجهیزات الکتریکی طبقه‌بندی نشده	۱/۲۴۹	۰/۸۶۳	۱/۲۱۹	۱/۰۲۵	۱/۰۷۹
۳۲۱۰	تولید لامپها و لامپهای لوله‌ای الکترونیکی	۱/۱۳۵	۰/۹۱۲	۱/۰۵۴	۱/۰۷۶	۱/۰۳۵
۳۲۲۰	تولید فرستنده‌های تلویزیونی و رادیویی	۱/۳۳۷	۰/۸۲۶	۱/۳۲۰	۱/۰۱۳	۱/۱۰۵
۳۲۳۰	تولید گیرنده‌های تلویزیون و رادیو	۱/۰۷۹	۰/۹۰۹	۱/۰۵۹	۱/۰۱۹	۰/۸۹۰
۳۳۱۱	تولیدتجهیزات‌پزشکی‌و جراحی	۱/۱۸۶	۰/۹۴۰	۱/۱۷۴	۱/۰۱۰	۱/۱۱۵
۳۳۱۲	تولید ابزارها و وسایل ویژه اندازه‌گیری و	۱/۱۶۰	۰/۹۱۰	۱/۱۴۷	۱/۰۱۱	۱/۰۵۶
۳۳۱۳	تولید تجهیزات کنترل عملیات صنعتی	۱/۲۱۸	۰/۸۷۹	۱/۰۰۰	۱/۲۱۸	۱/۰۷۱
۳۳۲۰	تولید ابزارهای اپتیکی و تجهیزات عکاسی	۱/۲۳۸	۰/۹۱۳	۱/۰۶۵	۱/۱۶۳	۱/۱۳۱
۳۳۳۰	تولید ساعتهای مچی و انواع دیگر ساعت	۱/۲۳۷	۰/۸۸۹	۱/۰۶۴	۱/۱۶۳	۱/۱۰۰
۳۴۱۰	تولید وسایل نقلیه موتوری	۰/۹۱۵	۰/۹۸۸	۰/۸۰۳	۱/۱۴۰	۰/۹۰۴

کد	رشته فعالیت	تغییرات کارایی فنی (EFCH)	تغییرات تکنولوژیکی (TCH)	تغییرات کارایی مدیریتی (PECH)	تغییرات کارایی مقیاس (SECH)	تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید (TFPCH)
۳۴۲۰	تولید بدنه- اتاق‌سازی- برای وسایل نقلیه موتوری و	۱/۲۸۷	۰/۸۷۸	۱/۲۴۷	۱/۰۳۲	۱/۱۳۰
۳۴۳۰	تولید قطعات و ملحقات برای وسایل نقلیه	۰/۹۰۴	۰/۹۶۲	۰/۸۶۸	۱/۰۴۲	۰/۸۷۰
۳۵۱۱	تولید و تعمیر انواع کشتی	۱/۴۲۳	۰/۹۳۲	۱/۲۹۳	۱/۱۰۰	۱/۳۲۶
۳۵۱۲	تولید و تعمیر انواع قایق و سایر شناورها بجز کشتی	۱/۲۰۲	۰/۸۸۶	۱/۰۹۰	۱/۱۰۳	۱/۰۶۴
۳۵۲۰	تولید و تعمیر تجهیزات راه‌آهن	۱/۱۹۸	۰/۹۲۶	۱/۱۸۱	۱/۰۱۴	۱/۱۰۹
۳۵۹۱	تولید انواع موتورسیکلت	۱/۱۵۲	۰/۹۲۰	۱/۱۵۱	۱/۰۰۱	۱/۶۰
۳۵۹۲	تولید انواع دوچرخه و صندلی چرخ‌دار معلولین	۱/۱۷۲	۰/۹۳۳	۱/۱۶۲	۱/۰۰۹	۱/۰۹۴
۳۵۹۹	تولید سایر وسایل حمل و نقل طبقه‌بندی نشده	۱/۲۱۹	۰/۹۳۲	۱/۱۲۱	۱/۰۸۷	۱/۱۳۶
۳۶۱۰	تولید مبلمان	۱/۲۴۱	۰/۸۷۸	۱/۲۳۰	۱/۰۰۸	۱/۰۸۹
۳۶۹۱	تولید جواهرات و کالاهای وابسته	۱/۱۵۸	۰/۹۶۰	۱/۰۶۰	۱/۱۲۹	۱/۱۱۲
۳۶۹۳	تولید کالاهای ورزشی	۱/۱۱۳	۰/۸۸۴	۱/۱۰۱	۱/۰۱۱	۰/۹۸۴
۳۶۹۴	تولید وسایل بازی و اسباب بازی	۱/۲۱۵	۰/۹۱۱	۱/۰۰۱	۱/۲۱۴	۱/۱۰۷
۳۶۹۹	تولید سایر مصنوعات طبقه‌بندی نشده	۱/۱۲۰	۰/۹۵۷	۱/۱۰۳	۱/۰۱۵	۱/۰۷۱
۳۷۲۰	بازیافت ضایعات و خرده‌های غیرفلزی	۱/۲۲۳	۱/۰۱۳	۱/۰۰۷	۱/۲۱۴	۱/۲۳۸

منابع و مآخذ

الف) منابع و مآخذ فارسی

۱. امامی‌میبدی، علی (۱۳۷۹). اصول اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری، موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

۲. امامی‌میبدی، علی. خوشکلام، موسی. و مهدوی، روح‌الله (۱۳۸۸). "تاثیر سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش صنعت استان آذربایجان شرقی". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران ۴۱.

۳. حکیمی‌پور، نادر. عوضعلی پور، محمد صادق. و قائمی، ذبیح الله (۱۳۹۱). "ارزیابی تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولیدی صنایع بزرگ در استآن‌های ایران با استفاده از شاخص مالم کوئیست". فصلنامه پژوهش‌های مدیریت عمومی، ۱۸.

۴. زراءنژاد، منصور. و یوسفی حاجی‌آباد، رضا (۱۳۸۸). "ارزیابی بهره‌وری کل عوامل تولید بانک مسکن". فصلنامه پول و اقتصاد. بانک مرکزی. ۲.

۵. صادقیان، محمد (۱۳۹۱). *ارزیابی بهره‌وری عوامل تولید صنایع فولاد در ایران*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه پیام نور، تهران.

ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Boon, L. (2013)."Efficiency and Productivity Change of Australia Manufacturing Sector 2001-2010: An Analysis Using Bootstrapped Truncated Approach". Singapore Economic Review **44** (2): 41-82.
2. Charnes. A. Cooper, W. and Rhodes, E. (1981). "Measuring the efficiency of decision making units'".European Journal of Operational Research **2**(6): 429-444.
3. Chen, Y. (2011). "Productivity of Automobile Industries using the Malmquist Index: Evidence from the Last Economic Recession". Journal of Centrum Cathedra **4**(2): 165-181.
4. Coelli, T. (1998)."A Guide to DEAP Version2.1: A Data Envelopment Analysis Program". Department of Econometrics, University of New England
5. Coelli, T Prasada Rao, D. S. & Battese, G. E. (1998). *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, New York, Springer, Science Business Modia.
6. Coelli, T. and Walding, S. (2005). "Performance Measurement in the Australian Water Supply Industry".CEPA Working Paper Series 01/2005.

7. Fare R & Grosskopf.(1992)."Malmquist Productivity Indexes and Fisher Ideal Indexed". Economic Journal (102):158-160.
8. Fare, R., S. Grosskopf, Norris, and P. Zhang (1994). "Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Changes in Industrialized Countries". American Economic Review **84**(1): 66-83.
9. Färe, R, Grosskopf, S, Lindgren, B & Roos, P. (1998). *Productivity Developments in Swedish Hospitals: A Malmquist Output Index Approach*, Boston, Kluwer.
10. Gachanja, P and Were,N and Etyang,M.(2013). *Total Factor Productivity Change in the Kenyan Manufacturing Sector*, Scholar's Press, Kenya.
11. Lovell, C.(1998). *Applying Efficiency Measurement Techniques to the Measurement Productivity Analysis*, Kluwer Academic Publishers.
12. Mohan R, and Ray, C. (2004). "Productivity Growth and Efficiency in Indian Banking: A Comparison of Public, Private, and Foreign Banks". University of Connecticut, Economics Working Papers.
13. Pasiouras, E and Sifodaskalakis, E. (2007). "Total Factor Productivity Change of Greek Cooperative Banks". University of Bath. Working Paper Series,13.
14. Rodrik, D and Subramanian, A. (2004). "From 'Hindu Growth' to Productivity Surge: The Mystery of the Indian Growth Transition".IMF Working Paper WP/04/77, International Monetary Fund, Washington DC.
15. Senturk, S.(2011). Total Factor Productivity Growthin Turkish Manufacturing Industries A Malmquist Productivity Index Approach. Royal Instituteof Technology. Stockholm, Sweden.
16. Unel, B. (2003). "Productivity Trends in India's Manufacturing Sectors in the Last Two Decades".IMF Working Paper, WP/03/22, International Monetary Fund, Washington DC.
17. Yörük, B and Zaim, O.(2005). "Productivity Growth in OECD Countries: A Comparison with Malmquist Indices". Journal of Comparative Economy (33):401-420.

The Evaluation of the Total Factor Productivity in Iran's Manufacturing Sector

Reza Youssefi Hajeabad[1]

Abstract

The aim of this paper is to study the total factor productivity variation and measurement of the technical efficiency in Iran's manufacturing sector. For this purpose, the productivity of 130 different industrial groups in the 1996-2007 period was analyzed using the Malmquist index and the data envelopment analysis approach on the basis of International Standard Industrial Classification (ISIC). The results of the study show that the total factor productivity in the manufacturing sector is decreased because the pure technical efficiency and the scale efficiency have decreased. Refined petroleum products industries have had the greatest growth of the total factor productivity through the technological change. Also, shipping industries have had the greatest decline of the total factor productivity. The total factor productivity in most industries has been variable, and 18 industries have had positive total factor productivity changes. The averages of technical efficiencies in Iran's manufacturing sector, with the assumption of constant return to scale and variable return to scale, are 0.42 and 0.34 respectively. Also, the average of scale efficiency in industries is 0.79.

Keywords: Malmquist index, Manufacturing sector, Data envelopment analysis, Technical efficiency, Score efficiency.
JEL Classifications: C61, D70, D24.

[1]. Assistant Professor in Economic, Payame Noor University (PNU)
Email: Reza.yossefi@gmail.com

Comparing the Effects of Unemployment and Inflation on Happiness

Esmaiel Abounoori[1]
Jamal Eskandari[2]

Abstract

In fact, happiness (favorability) may be the ultimate goal of any society. Happiness is affected by both unemployment and inflation. The main aim of this paper is to compare the effects of unemployment and inflation on happiness in EEC and Iran. To do so, we used panel data regarding the 2001-2011 period. To compare the effects of unemployment and inflation on happiness, we estimated the model using standardized variables. After conducting the F test and the Hausman test, the parameters were estimated using the Fixed Panel approach. The results indicate that both unemployment and inflation have negative and significant effects on happiness; if each of inflation rate and unemployment rate increases by one standard deviation, happiness will be reduced by about 0.044 and 0.181 of standard deviation respectively. The comparison of the effects of inflation and unemployment on happiness has shown that the effect of unemployment on happiness is considerably more than that of inflation (this is found according to the Wald test). Moreover, if the per capita GDP increases by one standard deviation, happiness will also increase about 0.140 of standard deviation. Thus, in order to enhance happiness, reduction of unemployment should be a preferred policy.

Keywords: Happiness, Inflation, Unemployment, GDP, Panel data.
JEL Classification: D60, E310, E240, I31.

[1]. Professor of Econometrics & Social Statistics, Department of Economics, Semnan University
[2]. MA in Economic Sciences, Graduate of Semnan University
Email: Jamal.eskandari@yahoo.com

Investigating the economic factors and policies affecting psychological health

Nader Mehregan[1]
Khosro Rashid[2]
Samineh Ghasemifar[3]
Hossein Sohrabivafa[4]

Abstract

Health, specifically psychological health, is among the national indicators that are affected by macroeconomic variables. This paper presents an overview of theoretical relationships between macroeconomic variables and psychological health using econometric methods. It was estimated on the basis of cross-sectional models. To this end, first, a fuzzy logic system and psychology experts' opinions in different provinces were used to estimate the psychological health indicator. Then, the effect of macroeconomic variables on this indicator was investigated. The results of the study showed that the unemployment variable, Gini coefficient, and inflation had a significant negative correlation with psychological health, while per capita production was found to have a significant positive correlation with it. In other words, this health indicator is not separate from macroeconomic variables, and each of these variables had a significant effect in 30 provinces during 1387. This emphasizes the need for further attention by policy makers, especially in the economic and health sectors.

Keywords: Psychological health index, Unemployment, Inflation, Gini coefficient.

[1]. Professor Economic Sciences, Bu-Ali Sina University
[2]. Assistant Professor Educational Psychology, Bu-Ali Sina University
[3]. MA Economic Sciences, Bu-Ali Sina University
Email: saminehghasemifar@yahoo.com
[4]. PHD student, Allameh Tabatbai University

Studying The Factors Affecting Iran's Tax Revenues

Mostafa Shamsoddini[1]
Javad Shahraki[2]

Abstract

This research aims at the factors affecting tax revenues in Iran. To study the subject, first, a good model is selected according to the structure of Iran's economy and, then, a theoretical model as well as the corresponding variables and equations are presented. The study makes use of seemingly unrelated regressions method (SURE) and 3SLS because there are different and seemingly unrelated equations. The model is double estimated, once without virtual variables and again with virtual variables. This implies the existence of structural breaks in model equations. As a result of both estimates, it is shown that the change in the tax structure has had the least effect on import taxes as to increase tax revenues. Also, the changes in the tax structure have been the most effective in the other direct taxes and taxes on consumption and sale respectively so as to increase tax revenues.

Keywords: Tax revenues, Factors affecting tax revenues, Changes in the tax structure, SURE & 3SLS, Structural breaks.
JEL Classification: H20, H71, E62.

[1]. PhD student in Economics, Faculty of Management and Economics, University of Sistan and Baluchestan
Email: msi.shine@yahoo.com
[2]. Associate Professor, Faculty of Management and Economics, University of Sistan and Baluchestan

Assessing the Misalignments of the Real Exchange Rate using the BEER Approach

Ahmad J. Samimi[1]
Nasrin Ghobadi[2]

Abstract

The real exchange rate equilibrium path reflects at each moment the value of the real exchange rate which is compatible with full employment of productive factors and equilibrium in balance of payments. The real exchange rate is viewed as a key indicator of external competitiveness. So, its misalignments may be rather costly. Both overvalued and undervalued currencies have their negative implications.

In this article, the real exchange rate equilibrium relationships in US dollar are investigated according to Johansen Cointegration technique using the Behaviorally Equilibrium Exchange Rate (BEER) during 1338-1391 with its fundamentals including net foreign assets, openness, terms of trade and productivity. The results correspond to the theory and are in agreement with previous studies such as Clark and Macdonald (1998). The error correction term is -0.51 and significant. Since 1991, the real effective exchange rate has been less than the equilibrium real exchange rate, which shows depreciation. Specifically, the gap has been increasing drastically since the 1980s. Naturally, this has led to export reduction and import expansion. However, the positive point is that since 1991, this two rates have drawn much close together; in some years, the real rate has been even upper than the equilibrium.

Keywords: Exchange rate, BEER, Equilibrium, Cointegration.
JEL Classification: F310, E600, C520.

[1]. Professor of Economics, University of Mazandaran
[2]. PhD Student in Economics, University of Mazandaran
Email: na_ghobadi@yahoo.com

The Effect of Financial Development on the performance of Non- Financial Firms in the Iranian Securities and Exchange Organization

KazemYavari[1]
Amene Shahidi[2]
Mohammad Ali DehghanDehnavi[3]
Hassan Heydari[4]

Abstract

The current study examines the relationship between financial development and capital structure of non-financial firms in the Iranian Securities and Exchange Organization on the basis of unbalanced panel data. In order to do this, Feasible Generalized Least Squares method and data of 200 non-financial firms in the period from 1999 to 2012 have been used. The results show that stock market development has a positive and significant effect on the debt ratio of non-financial firms in Iran, and the impact of stock market activity index is greater than the effect of size index. Surprisingly, the effect of banking sector development on firm's debt ratio is found negative and significant. Also, in this case, the impact of stock market activity index is greater than the effect of size index. Furthermore, the results show that the examined variables related to firm's specifications including profitability, liquidity, non-debt tax shield, size, asset structure and growth opportunity are significant determinants of the non-financial firm's capital structure.

Keywords: Banking sector development, Stock market development, Capital structure, Non-financial firms.
JEL Classification: G21, G32, O16.

[1]. Associate Professor of Economics, Tarbiat Modares University
E-mail: kyavari@modares.ac.ir
[2]. Ph.D Candidate of Economics, TarbiatModares University
[3]. Assistant Professor of Islamic Banking Department, Allameh Tabatabai University
[4]. Assistant Professor of Economics, Tarbiat Modares University

Introduction of a Discrete Choice Model: Application for Mod Choice in Isfahan City

Marzieh Googerdchian[1]
Rahman khoshakhlagh[2]
Nematollah Akbari[3]
Meisam Akbarzadeh[2]

Abstract

Until now, most studies related to derivation of demands have been conducted on the basis of a classical desirability function and in a continued choice set while, in many cases, individual choices cannot be made in a continued set. In economics, a discrete or quantal choice model is used to describe, explain and predict choices between two or more alternatives. These choices may occur in contrast to classical consumer theory that is made on the assumption of continued amounts of demanded commodities. In the case of classical consumer theory, continued space of alternatives allows the use of calculus to derive optimal amount of goods and modeling the empirical demand by using regression analysis. However, in a discreet choice model that describes the discreet condition, use of the first order condition for optimal solutions is impossible. The discreet choice model uses theoretical and empirical modeling of individual choices with a deterministic choice set and the relationship between each individual choices, characteristics of individuals and characteristics of each alternative by estimating the probability of choosing each alternative for one individual with a logestic and probit model.
Thus, the first part of this paper is allocated to the introduction and modeling of a discreet choice and deriving a travel demand function from it. Then, this framework is empirically used for deriving of travel demands for work and educational trips in Isfahan city in the morning peak time by questionnaires randomly given to 457 travelers. As the results show, the demand for cars is just a function of seeking comfort, while the demand for buses is a function of time, cost and comfort. Also, the demand for taxi is a function of time, cost, comfort and income.

Keywords: Discrete choice model, Randome utilitty, Travel demand, Multiple logite model.
JEL: C1, C4, D1, D6.

[1]. PhD candidate of Economics, Department of Economics, University of Isfahan
[2]. Professor of Economics, Department of Economics, University of Isfahan
Email: rahmankh44@hotmail.com
[3]. Professor of Economics, Department of Economics, University of Isfahan
[4]. Assistant Professor, Department of Transportation Engineering, Isfahan University of Technology

ABSTRACTS

Table of Contents

Title **Page**

Introduction of a Discrete Choice Model: Application for Mod Choice in Isfahan City **7**
Marzieh Googerdchian, Rahman khoshakhlagh, Nematollah Akbari, Meisam Akbarzadeh

The Effect of Financial Development on the performance of Non- Financial Firms in the Iranian Securities and Exchange Organization **8**
KazemYavari, Amene Shahidi, Mohammad Ali Dehghan Dehnavi, Hassan Heydari

Assessing the Misalignments of the Real Exchange Rate using the BEER Approach **9**
Ahmad J. Samimi, Nasrin Ghobadi

Studying The Factors Affecting Iran's Tax Revenues **10**
Mostafa Shamsoddini, Javad Shahraki

Investigating the economic factors and policies affecting psychological health **11**
Nader Mehregan, Khosro Rashid, Samineh Ghasemifar, Hossein Sohrabivafa

Comparing the Effects of Unemployment and Inflation on Happiness **12**
Esmaiel Abounoori, Jamal Eskandari

The Evaluation of the Total Factor Productivity in Iran's Manufacturing Sector **13**
Reza Youssefi Hajeabad

Economic Policy

Biquarterly Journal of Economic Research

Volume.8, No.15, Spring & Summer 2016

Address

Business School, Department of Economic, Yazd University,
Yazd, Iran

P.O. Box: 89195-741 **Postal Code:** 8916869511

Website: www.ep.yazd.ac.ir

Email: epj@journals.yazd.ac.ir

Telephone: (035) 31233439

Fax: (035) 31233439

فرم اشتراک

مجله سیاست‌گذاری اقتصادی

نام مؤسسه یا سازمان: **زمینه فعالیت:**

نام خانوادگی: **نام:**

تحصیلات: **رشته و گرایش:**

تعداد مورد نیاز هر شماره:

اشتراک از شماره: **تا شماره:**

نشانی:

تلفن: **نمابر:**

Email:

تاریخ و امضاء:

حق اشتراک سالیانه (با احتساب هزینه ارسال)۷۰۰۰۰ ریال

حق اشتراک سالیانه دانشجویان (با ارسال کپی کارت دانشجویی)۴۰۰۰۰ ریال

لطفاً وجه مورد نظر را به حساب فراگیر ۷۸۷۴۰۵۹۰۱۷ بانک تجارت، شعبه دانشگاه یزد (کد شعبه: ۲۰۰۷۵) به نام درآمدهای اختصاصی دانشگاه یزد (قابل پرداخت در تمامی شعب بانک تجارت سراسر کشور) واریز و اصل رسید بانکی را به همراه این برگ به نشانی زیر ارسال فرمایید.

یزد- دانشگاه یزد- پردیسه اصلی- مجله سیاست‌گذاری اقتصادی

صندوق پستی: ۷۴۱ -۸۹۱۹۵، کدپستی: ۸۹۱۶۸۶۹۵۱۱