فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران / شماره ۲۱/ زمستان ۱۳۸۳/ صفحات ۱۶۱-۱۳۵

تحلیل تقاضای خانوار برای خدمات در ایران با تأکید بر گوه مالیاتی

عباس سیدی‌ویند*
دکتر سید ابراهیم حسینی نسب**

تاریخ ارسال: ۱۳۸۲/۶/۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۳/۵/۵

چکیده

هدف از این مطالعه، تحلیل ارتباط بین تقاضای خانوار برای خدمات رسمی با جانشین‌های نزدیک در اقتصاد غیررسمی یا تولیدات خودمصرفی است. در این پژوهش از گوه مالیاتی به‌عنوان یک متغیر توضیحی، که جانشینی برای قیمت خدمات رسمی نسبت به خدمات تولید شده در بازار غیررسمی یا فعالیت‌های خودمصرفی است، استفاده شده است. پس از تخمین مدل تقاضا ضمن استفاده از داده‌های سری زمانی اقتصاد کلان ایران، کشش‌های قیمتی بلندمدت و نیز کشش تقاضا در برابر گوه‌مالیاتی محاسبه شد. برای تخمین مدل از آزمون‌های پایایی، مدل‌سازی تصحیح خطای برداری و روش همجمعی یوهانسن- یوسیلیوس استفاده شد. در این مدل تغییر ساختاری ناشی از تکانه‌های اقتصادی نیز در نظر گرفته شده است.

واژه‌های کلیدی: خدمات رسمی، گوه مالیاتی، همجمعی، تغییر ساختاری، مدل رگرسیون.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

---

* دانش آموخته کارشناسی ارشد
e-mail: Asayedi@hotmail.com
** عضو هیئت علمی دانشگاه تربیت مدرس
e-mail: Hoseinie@modares.ac.ir

۱. مقدمه

پژوهش‌ها نشان می‌دهد[۱] که حدود ۷۰ درصد تولید ناخالص ملی و فرصت‌های شغلی در کشورهای پیشرفته از رهگذر خدمات تأمین می‌شود. در کشورهای در حال توسعه نیز با وجود اینکه هنوز بخش خدمات عقبتر از سایر بخش‌های اقتصادی است، اما معادل ۴۸ درصد تولید ناخالص ملی این کشورها و ۱۸ درصد فرصت‌های شغلی به این بخش اختصاص دارد.

آمارهای مختلف نیز بیانگر این موضوع است که داد و ستد خدمات در دهه‌های اخیر بخش مهمی از معاملات جهانی را به خود اختصاص داده است. این آمارها حاکی از آن است که در فاصله سال‌های ۱۹۷۰-۱۹۸۰ تجارت خدمات با رشد متوسطی حدود ۱۹ درصد در سال به رقمی بالغ بر ۴۳۵ میلیارد دلار رسیده است. ادامه این رشد سریع باعث شده تا حجم تجارت خدمات از حدود ۱۳۵۳ میلیارد دلار در سال ۱۹۹۰ به حدود ۱۴۳۵ میلیارد دلار در سال ۲۰۰۰ برسد. در این بین کشورهای چین و ایالات متحده طی دوره ۱۹۹۰-۲۰۰۰ به ترتیب، با رشدی معادل ۱۸ و ۸ درصد در سال بیشترین میزان رشد تجارت خدمات را در جهان به خود اختصاص داده‌اند (ارزش صادرات خدمات این دو کشور در سال ۲۰۰۰ به ترتیب برابر ۳۰ و ۲۷۵ میلیارد دلار بوده است)[۲]

مشکلی که اکثر کشورها (مخصوصاً کشورهای در حال توسعه) در راه توسعه بخش خدمات با آن روبه‌رو هستند، وجود پدیده‌ای به نام اقتصاد غیررسمی است. این عامل باعث جهت‌گیری تولید کالاها و خدمات در بازارهایی می‌شود که تولیدکنندگان آن جهت کاهش قیمت تمام شده محصولات و خدمات خود، تمایل هر چه بیشتری به استفاده از نیروی کار غیرماهر و ارزان از خود نشان می‌دهند. این عامل با کاهش در کیفیت کالاها و خدمات ارائه شده به وسیله آنها، در اکثر موارد اتلاف منابع را در پی خواهد داشت. همچنین، کاهش قیمت کالاها و خدمات به وسیله تولیدکنندگان بخش غیررسمی، تأثیر چشمگیری بر بازارهای رسمی گذاشته و باعث می‌شود که فعالیت در این قبیل بازارها با انگیزه بسیار کمی دنبال شود. حتی گاه این عامل با انتقال این فعالیت‌های رسمی به بازارهای غیررسمی همراه است. همچنین، به علت ثبت نشدن این قبیل تولیدات غیررسمی در اقتصاد و نامشخص بودن حجم فعالیت‌های زیرزمینی، برنامه‌ریزان اقتصادی عمدتاً با مشکلات بسیاری مواجه شده و نمی‌توانند اقتصاد را در جهت اهداف تعیین شده خود حرکت دهند.

۲. کارهای تجربی

مشکلاتی که بازارهای غیررسمی در مسیر فعالیت بازارهای رسمی ایجاد می‌کنند موجب شده که در سال‌های اخیر در مورد سهم اقتصاد غیررسمی در کشورهای مختلف بحث‌های زیادی به میان آید. اکثر

---

۱. سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، (فروردین و اردیبهشت ۱۳۷۰) ، ص۷۱ .

2. World Trade Organization (2001). PP:42-43.

پژوهش‌هایی که در این زمینه انجام گرفته، عمدتاً بیانگر افزایش سهم بازار سیاه در تولید ناخالص داخلی این کشورها است. برای مثال، تخمین‌ها نشان می‌دهد که در ایالات متحده ارزش فعالیت‌های تولیدی غیررسمی خانوار ۳۰ الی ۴۰ درصد از تولید ناخالص داخلی را تشکیل می‌دهد (هاوریل شین، ۱۹۷۶)[1]. برخی کارها نیز ارزش فعالیت بازار سیاه را برای ایالات متحده بین ۶ تا ۲۷ درصد از تولید ناخالص داخلی و برای بریتانیا بین ۲ تا ۱۵ درصد برآورد کرده‌اند (اسمیت، ۱۹۸۶)[2]. در ایران، ارزش فعالیت‌های بازار سیاه برای سال‌های ۱۳۴۶-۱۳۵۷ به طور متوسط چیزی حدود ۳-۴ درصد از تولید ناخالص داخلی را تشکیل می‌داده که این رقم طی سال‌های ۱۳۵۸-۱۳۶۹ به طور متوسط به ۱۱-۱۲ درصد افزایش یافته است (خلعتبری، ۱۳۷۳)[3]. این در حالی است که تعداد جمعیت ده ساله و بیشتر شاغل در فعالیت‌های نامشخص، طی سال‌های ۱۳۵۸-۱۳۶۹ نسبت به سال‌های ۱۳۴۶-۱۳۵۷ چیزی حدود ۵/۵ برابر شده است[4].

اصولاً فعالیت‌های بازار سیاه و به طور خاص خدمات خودمصرفی، در سبد مصرفی خانوار از اهمیت ویژه‌ای برخوردار بوده و عوامل مختلفی نیز بر آن تأثیرگذار است. این عوامل می‌توانند در رشد اقتصاد غیررسمی از طریق خدمات خودمصرفی نقش بسیار مهمی ایفا کنند. از جمله این عوامل می‌توان به گوه مالیاتی[5] اشاره کرد و می‌شود ادعا کرد که قسمت عمده رشد اقتصاد غیررسمی، مخصوصاً در بخش خدمات ممکن است به میزان قابل توجهی ناشی از افزایش در گوه مالیاتی باشد.

گوه مالیاتی یک مقیاس تقریبی از قیمت خدمات رسمی (که در قبال آن پرداخت های پولی و مالیاتی صورت می‌گیرد)، نسبت به قیمت خدمات غیررسمی برای فرار از مالیات و یا نسبت به قیمت نیروی کاری است که فرد برای تولید خدمات خودمصرفی به کار می‌گیرد. تأثیر گوه مالیاتی بر تقاضای خدمات را اولین بار هنسن[6] در سال ۱۹۹۹ برای دانمارک و طی دوره زمانی ۱۹۶۶-۱۹۹۲ بررسی کرد و برای تخمین تقاضای خانوار و بررسی تأثیر سیاست‌های دولت بر آن از این متغیر بهره گرفته است. وی کشش تقاضای خدمات خانوار را نسبت به گوه مالیاتی برای کشور دانمارک بین ۰/۱۹- تا ۰/۲۶- و کشش قیمتی تقاضا برای خدمات مجاز در دانمارک را نیز برابر با ۱/۵- محاسبه کرده است. نتیجه کلی مقاله مزبور این بوده که به علت وجود کشش‌های قیمتی و گوه‌مالیاتی بالا سیاست‌های مالی می‌تواند از طریق کاهش قیمت خدمات مجاز باعث افزایش بسیار زیاد در سطح اشتغال کشور شود.

---

1. Hawrylyshyn, O. (1976).
2. S. Smith. (1986).
۳. فیروزه خلعتبری. (۱۳۷۳).
۴. محاسبه شده از آمار ارائه شدهٔ سایت مرکز اطلاع رسانی اقتصاد ایران (www.ieicenter.com).
5. Tax Wedge.
6. E. Hensen. (1999).

در کشور نروژ نیز مقاله‌ای با عنوان «اختلالات مالیاتی، تولیدات خانوار و کارکرد بازار سیاه» منتشر شده است(جان استراند، مارس ۲۰۰۱)[۱] که به مطالعه بازار سیاه و تأثیر آن بر رفاه می‌پردازد. در این مقاله از گوه مالیاتی به عنوان یک متغیر عمده و تأثیرگذار بر فعالیت بازار غیررسمی استفاده شده و به کمک آن چگونگی تأثیر فعالیت در بازار غیررسمی بر سطح رفاه جامعه مورد ارزیابی قرار گرفته است.

در ایران در مورد تخمین تابع تقاضا برای خدمات کار زیادی صورت نگرفته و اکثر کارهایی هم که در این زمینه انجام شده تنها به بررسی و تخمین تابع تقاضای خدمات پستی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) اکتفا کرده‌اند. این مطالعات مشخص کرده‌اند که علاوه بر قیمت، متغیرهای جمعیت، درآمد، درصد جمعیت باسواد کشور، سهم بخش خدمات در تولید ناخالص ملی و میزان استفاده از تلفن بر تقاضا برای مرسولات پستی موثر بوده است.[۲،۳]

اما باید گفت در زمینه بازار سیاه و تخمین آن در ایران کارهای زیادی صورت گرفته است که همه نشانگر نوعی افزایش در حجم فعالیت‌های غیررسمی در کشور است. افزون برآن، بیشتر این پژوهش‌ها نشانگر آن است که این افزایش در حجم فعالیت‌های غیررسمی دارای روندی صعودی با نوسانات زیاد است (خلعتبری[۴]، ۱۳۷۳; شکیبائی[۵]، ۱۳۸۰; طاهرفر[۶]،۱۳۷۶ ;عرب‌مازار یزدی[۷]،۱۳۸۰)، که این عوامل می‌توانند روند رشد و توسعه بخش خدمات رسمی را به صورتی جدی با اختلال مواجه سازند. از این‌رو در مقاله حاضر، با تخمین تابع تقاضا - خدمات، به تعیین درجه جانشینی بین اقتصاد غیررسمی و آن بخش از اقتصاد رسمی که مربوط به تقاضای مصرف‌کنندگان از خدمات است، پرداخته می‌شود[۸] تا از این طریق بتوان به طور ساختاری و سیستماتیک به پیش‌بینی سیاست‌های دولت در جهت تحریک و افزایش تقاضا برای خدمات مجاز اقدام کرد (از جمله این سیاست‌ها می‌توان به کاهش قیمت این خدمات مجاز از طریق اعطای یارانه و یا امتیازهای خاص مالیاتی اشاره کرد). برای این منظور در تخمین تابع تقاضا - خدمات برای ایران از گوه مالیاتی به عنوان یک متغییر توضیحی استفاده شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. John, Strand. (March 2001).

۲. علی رضاقلی. (۱۳۷۷).

۳. حسن مرزوقی اردکانی. (۱۳۷۲).

۴. فیروزه خلعتبری. (۱۳۷۳).

۵. علیرضا شکیبائی. (۱۳۸۰).

۶. کورش طاهرفر. (۱۳۷۶).

۷. علی عرب مازار یزدی. (۱۳۸۰).

۸. البته، در استفاده از معادلات تقاضا برای خدمات، باید به این نکته نیز توجه داشت که این معادلات، میزان جانشینی بین خدمات تولید شده به وسیله اقتصاد رسمی و غیررسمی را بیان نخواهد کرد.

۳. مبانی نظری

۳-۱. تابع تقاضا

اگر بخواهیم تعریف ساده‌ای از تابع تقاضا داشته باشیم می‌توان گفت: تقاضا برای یک کالا عبارت است از مقادیر مختلفی از آن کالا که مصرف کننده (یا مصرف کنندگان)در قیمت‌های مختلف مایل و قادر به خرید آن هست، به شرط آنکه سایر عوامل ثابت بماند. میزان کالایی که مصرف کننده حاضر است از بازار خریداری کند بستگی به چندین عامل دارد که مهمترین آنها عبارتند از:

۱. قیمت خود کالا (pi)
۲. سلیقه و ترجیح مصرف کننده (T)
۳. تعداد مصرف کنندگان (C)
۴. درآمد مصرف کننده (M)
۵. قیمت سایر کالاهای مرتبط

۳-۲. معادلات تقاضا

در حالت کلی، معادلات تقاضا را به دو قسمت عمده می‌توان تقسیم کرد: الف) معادلات تقاضای منفرد یا تک معادله‌ای، ب) معادلات تقاضای سیستمی

در مقاله حاضر با توجه به نوع مقاله که خدمات در یک قالب کلی در نظر گرفته شده، توجه عمده بر روی معادلات تقاضای منفرد خواهد بود. لذا، برای آشنایی بیشتر با این معادلات توضیح کوتاهی در مورد این معادلات داده می‌شود.

۳-۲-۱. معادلات تقاضای منفرد

همان‌طور که در تعریف تابع تقاضا اشاره شد، تقاضای مصرف‌کننده برای کالای x_i را می‌توانیم به صورت یک تابع بنویسیم:

$$x_i = F(p1, p2, \dots, pn, T, C, M, \dots) \qquad (۱)$$

اگر فرم تبعی تقاضا را به صورت خطی در نظر بگیریم، حالت‌های مختلف زیر را می‌توان در نظر گرفت:

تابع تقاضای خطی ساده:

$$x_i = \alpha_0 + \gamma_1 p_1 + \gamma_2 p_2 + \dots + \gamma_n p_n + \beta M \Rightarrow x_i = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{n} \gamma_j p_j + \beta M \qquad (۲)$$

تابع تقاضای نمایی:

$$x_i = A.p_1^{\gamma 1}.p_2^{\gamma 2} \dots p_n^{\gamma n}.M^{\beta} = A\left(\prod_{j=1}^{n} p_j^{\gamma j}\right)M^{\beta} \qquad (۳)$$

تابع تقاضای لگاریتم دوطرفه:

$$Lnx_i = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{n} \gamma_j Lnp_j + \beta LnM \qquad (۴)$$

$$LnA = \alpha_0$$

اگر توجه شود، رابطه (۴) همان رابطه (۳) است، چرا که با فرض و با لگاریتم‌گیری از طرفین، تابع تقاضای نمایی به تابع تقاضای لگاریتم دو طرفه تبدیل می‌شود. این فرم از تابع تقاضا در پژوهش‌های تجربی بیشتر مورد استفاده قرار گرفته است، به دلیل اینکه کشش‌های قیمتی خودی، متقاطع و درآمدی مستقیماً از پارامترهای برآورد شده، استخراج می‌شود. مزیت دیگر این مدل، انعطاف‌پذیری آن در اضافه کردن متغیرهای جدید به مدل است. لذا، با توجه به موارد مذکور و کارایی رابطه (۴) در اضافه کردن متغیرهای جدید به مدل، در مقاله حاضر از این معادله استفاده شده و برای بررسی تأثیر گوهٔ مالیاتی بر تقاضای خدمات نیز این متغیر به‌عنوان یک متغیر مستقل وارد مدل شده است.

اما آنچه در اینجا باید به آن اشاره کرد این است که اصولاً تبدیل خدمات غیررسمی (و نیز نیروی کار مورد استفاده برای انجام برخی خدمات خودمصرفی)، به خدمات رسمی(که باید در قبال استفاده از آنها پرداخت‌های پولی و مالیاتی صورت گیرد)، می‌تواند روشی برای کاهش در نرخ بالای بیکاری رسمی در کشور باشد. پتانسیل تعداد شغل‌های واقعی که می‌توان از این طریق ایجاد کرد، به علت ساختار خاص بخش خدمات، می‌تواند نسبتاً زیاد باشد. در حال حاضر، برخی از کشورهای اروپایی با در نظر گرفتن این امر، سنجش‌هایی را در زمینه افزایش اشتغال رسمی از طریق تحریک بخش خدمات (رسمی) انجام داده‌اند. برای مثال، در کشور دانمارک برای تحریک تقاضای خدمات رسمی و در نتیجه، افزایش عرضه آن یارانه‌هایی برای برخی از خدمات خانگی که بخش خصوصی تهیه می‌کند، در نظر گرفته شده است[1].

به نظر می‌رسد که کاهش قیمت این قبیل خدمات مجاز و یا حتی تعیین برخی یارانه‌ها و یا امتیازات خاص مالیاتی می‌تواند به عنوان یک سیاست اقتصادی به تحریک اقتصاد در جهت جانشین‌سازی خدمات مجاز به جای سایر کالاها، شامل کالاهای تهیه شده در بازار سیاه و تولیدات خودمصرفی، منجر شود. البته، بحث‌های زیادی در طرفداری از کاهش قیمت خدمات رسمی از طریق یارانه‌ها و یا امتیازات خاص مالیاتی وجود دارد. برخی از این دلایل مربوط به ساختار بازار، برخی مربوط به همبستگی اجتماعی و برخی نیز مربوط به بحث‌های رفاه است، به این طریق که اولاً، قسمت اعظم خدمات مصرفی (برخلاف خدمات تقاضا شده از سوی بنگاه‌ها) به وسیلهٔ کارگران غیرماهر که نرخ بالای بیکاری نیز مربوط به آنهاست، انجام می‌شود. اعمال چنین سیاست‌هایی امکان یکسان‌سازی در بازار نیروی کار و کاهش بیکاری ساختاری را فراهم می‌آورد. ثانیاً، به علت وجود نیروی کار غیرماهر و حجم کم تولید (عدم صرفه‌جویی نسبت به مقیاس)، اکثراً بهره‌وری در اقتصاد غیررسمی و فعالیت‌هایی که برای برخی از

1. E. Hensen. (1999). P.236.

خدمات خودمصرفی انجام می‌شود، نسبتاً پایین است. اگر در این حالت این‌گونه فعالیت‌های غیررسمی در اقتصاد به شغل‌های حقیقی تبدیل شوند، کارایی آنها به مراتب بیشتر خواهد بود. ثالثاً، امکان توقف رشد بازارهای سیاه از طریق ایجاد همبستگی اجتماعی بسیار مهم است. رابعاً، یک سیستم مالیاتی مطلوب و کارآ می‌تواند با یک مالیات خاص نسبتاً کم بر خدمات مصرفی، حجم مبادلات اقتصادی مربوط به این بخش را بهتر زیر نظر گرفته و زمینه را برای جانشین کردن خدمات رسمی به جای خدمات غیررسمی فراهم کرده و دامنهٔ فعالیت‌های اقتصادی غیررسمی را محدودتر کند[۱].

البته باید گفت که پیش‌بینی اثرات اشتغال‌زایی ناشی از کاهش در قیمت خدمات رسمی که دارای جانشین‌های بسیار نزدیک در بازارهای غیررسمی هستند، ممکن است تا حدودی مشکل باشد. علت این امر آن است که این پیش‌بینی وابسته به اجرای طرح دقیقی برای اصلاح نظام پرداخت یارانه یا دریافت مالیات در کشور است. علاوه بر آن، پیچیدگی‌های موجود در سیستم مالیاتی نیز باید به صورت فرایندی قانونمند درآمده و تا حد ممکن شفافتر شود. اما در نهایت، می‌توان گفت که اثرات اشتغال‌زایی کاهش فعالیت در بازارهای غیررسمی وابسته به عوامل زیر است:

الف) کشش‌های گوه مالیاتی و قیمتی تقاضا برای خدمات رسمی خانوار تأثیرات عمده‌ای برروی اشتغال دارد.

ب) اگر فرض شود که مصرف کل تغییر نمی‌کند (مثلاً اگر یارانه‌های پرداختی به خدمات از طریق افزایش در مالیات‌ها تأمین شود)، افزایش در مصرف خدمات با کاهش در مصرف سایر کالاها همراه خواهد بود، که این امر اثرات اشتغال‌زایی سایر بخش‌های اقتصادی را کاهش خواهد داد، ولی به علت اینکه تولید در بخش خدمات شدیداً کاربر است، لذا اثرات اشتغال همچنان مثبت خواهد بود.

ج) کاهش در فعالیت بازار غیررسمی و نیروی کار خودمصرفی اصولاً عرضه نیروی کار برای خدمات رسمی را افزایش خواهد داد. این امر، مخصوصاً در بلندمدت اثرات مثبتی بر اشتغال خواهد داشت، زیرا به‌نظر می‌رسد باعث خواهد شد که افزایش در دستمزد، مربوط به مراحل ابتدایی افزایش در اشتغال، بی‌اثر شود[۲].

د) اهمیت تأثیر این افزایش دستمزد نیروی کار وابسته به این است که افزایش در اشتغال و عرضه نیروی کار چگونه بین بازارهای کار مختلف تقسیم شود[۳].

تمرکز اصلی در مقالهٔ حاضر بر عامل اول، یعنی وابستگی شدید اشتغال به کشش‌های گوه مالیاتی و قیمتی تقاضا برای خدمات رسمی است. هدف از این مقاله، تخمین این کشش‌ها برای اجزای خدمات از

---

۱. این فرض را سندمو (Sandmo,1990) مورد آزمون قرار داده است.

۲. افزایش در تقاضای خدمات رسمی باعث خواهد شد که در مراحل آغازین به دلیل افـزایش ناگهـانی در تقاضـای نیروی کار، سطح دستمزدها روندی صعودی به خود بگیرد.

3. E. Hensen. (1999). P.237.

طریق هزینه‌های مصرف بخش خصوصی است. این کار با تخمین تابع تقاضای مصرف برای خدمات رسمی انجام خواهد شد. در این تخمین که با استفاده از داده‌های سری زمانی اقتصاد کلان ایران و به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۶۱ انجام می‌شود، متغیرهای درآمد، ثروت، قیمت‌های نسبی و گوهٔ مالیاتی به عنوان متغیرهای توضیحی استفاده خواهد شد.

بخش دوم مقاله حاضر به توضیح مدل خواهد پرداخت. بخش سوم به توضیح داده‌ها، بخش چهارم به ارائه نتایج حاصل از تخمین مدل و نهایتاً در بخش پنجم، به تجزیه و تحلیل نتایج حاصل از تخمین مدل اقدام خواهد شد.

۴. مدل

با چشم‌پوشی از حالت دینامیکی، اساس معادله تقاضایی که در این پژوهش تخمین زده خواهد شد، از مدل زیر تبعیت می‌کند:

$$c = b_0 + b_1 y + b_2 p_s + b_3\, p_h + b_4\, w + b_5\, T_w \qquad (۵)$$

در معادله فوق، c سرانه مصرف خدمات به قیمت ثابت، y سرانه درآمد واقعی (یا GNP سرانه واقعی)، p_s نسبت شاخص قیمت خدمات به شاخص قیمت مصرف نهائی بخش خصوصی، p_h نسبت شاخص قیمت مسکن به شاخص قیمت مصرف نهایی بخش خصوصی،w متغیر مربوط به ثروت سرانه و T_w گوه مالیاتی است[۱].

یک بخش عمده از معادله مورد تخمین مربوط به گوهٔ مالیاتی است. این متغیر اصلی، از سه بخش عمده تشکیل شده و در حالت کلی به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$T_w = \frac{(1+\tau_v)(1+\tau_e)}{(1-\tau_i)} \qquad (۶)$$

در این معادله، τ_v نرخ مالیات بر ارزش افزوده، τ_e نرخ حق بیمه پرداختی از سوی کارفرما و τ_i نرخ مالیات بردرآمد اشخاص است.

به طور کلی می‌توان سه تفسیر عمده از گوه مالیاتی ارائه داد:

تفسیر اول، بیانگر آن است که گوه مالیاتی می‌تواند تخمینی از قیمت خدمات رسمی (که با پرداخت‌های پولی و مالی همراه است)، نسبت به قیمت همین خدمات در بازار سیاه باشد. از این‌رو، اگر v نرخ دستمزد هر ساعت کار باشد، در این حالت، $v(1+\tau_v)(1+\tau_e)$ قیمت یک ساعت خدمات همراه با پرداخت‌های پولی و مالیاتی است. یعنی در واقع همان قیمت خدمات در بازار رسمی، با در نظر

---

۱. همان، ص۲۳۷.

گرفتن اینکه یک ساعت از خدمات سیاه برابر $\nu(1-\tau_i)$[۱] است. نسبت این دو قیمت، همان گوه‌مالیاتی نامیده می‌شود.

در تفسیر دوم، گوه مالیاتی ممکن است تعبیری از میزان قیمت‌ها و مالیات‌های پرداختی در قبال خدمات مصرفی، نسبت به قیمت تولیدات خودمصرفی باشد. در این حالت، $\nu(1-\tau_i)$ در واقع هزینه فرصت یک ساعت تولید خودمصرفی خواهد بود. به عبارت دیگر، درآمدی که فرد قادر بود به جای یک ساعت تولید خودمصرفی، با صرف همین مقدار زمان در بازار رسمی کار به صورت دستمزد دریافت کند.

در تفسیر سوم، گوه مالیاتی می‌تواند تعبیری از تعداد ساعات کاری باشد که شخص در بازار کار مجبور است کار کند تا قادر به پرداخت قیمت یک ساعت خدمت در بازار رسمی باشد. در این حالت، اگر تعداد ساعات کار با T_w نشان داده شود، خواهیم داشت:

$$\nu(1+\tau_v)(1+\tau_e) = T_w.\nu(1-\tau_i)$$

که این رابطه همان رابطه (۶) است، البته، باید توجه داشت که گوه‌مالیاتی تعریف شده در رابطه (۶) فقط تقریبی از نسبت قیمت‌های توضیح داده شده در بالا است. علت این امر آن است که این متغیر نیز مانند سایر متغیرهای اقتصادی بر مبنای فروض خاصی استوار است. این فروض به ترتیب عبارتند از:

۱) تفاوت دستمزدها و نیز کارایی و کیفیت کار بین عرضه‌کنندگان و تقاضاکنندگان خدمات و همچنین، بین عرضه‌کنندگانی که پرداخت‌های مالیاتی داشته و در بازار رسمی فعالیت می‌کنند و آنهایی‌که مشغول به تولید خدمات در بازار غیررسمی هستند، نادیده گرفته می‌شود.

۲) هزینه‌های مواد و هزینه های بالاسری[۲] در نظر گرفته نمی‌شود[۳].

توجه به نکته (۲) نشانگر آن است که چشم‌پوشی از هزینه مواد به معنی تخمین بیش از اندازه نسبت قیمت‌های واقعی در رابطه (۶) است در حالی‌که در نظر نگرفتن هزینه‌های بالاسری، به مفهوم تخمین کمتر نسبت قیمت‌های واقعی است. نکته (۱) هم بیانگر گرایش رابطه (۶) به برآورد بیش از اندازه نسبت قیمت‌های واقعی است. اصولاً دستمزد افرادی که در مدل ارائه شده و به عنوان تقاضاکننده خدمات مطرح هستند، به صورت کاملاً مشهودی از دستمزد عرضه‌کنندگان خدمات بیشتر است. علاوه بر آن، عرضه‌کنندگانی که مالیات پرداخت نمی‌کنند نیز به‌صورت کاملا مشهودی پس از پرداخت مالیات بردرآمد شخصی، نسبت به عرضه‌کنندگانی که پرداخت‌های مالیاتی دارند، پول بیشتری نصیب خود می‌کنند. همچنین، می‌توان ادعا کرد که کارایی و کیفیت کار عرضه‌کنندگانی که در بازارهای رسمی فعالیت می‌کنند، به طور خاص از کیفیت کار تقاضاکنندگان و عرضه کنندگان در بازار غیررسمی بالاتر

---

۱. با این فرض که مصرف‌کنندگان و عرضه‌کنندگان حداقل نسبت به پرداخت مالیات بردرآمد خود پای بندند.

۲. مانند هزینه‌های لوازم اداری، سوخت و روشنایی، اجاره و مانند اینها که به دقت نمی‌توان گفت چه مقدار از آن به محصول و یا به کار تعلق دارد.

3. E. Hensen. (1999). P.238.

است. در هر حال، حتی اگر گوه مالیاتی تعریف شده طبق رابطه (۶) تمایل به تخمین بیش از اندازه سطح و نسبت قیمت‌های واقعی داشته باشد، تغییرات گوه مالیاتی، با شرط اینکه عوامل گفته شده در فروض (۱) و (۲)، نسبت به تغییر در نرخ‌های مالیاتی، تغییرات چندانی نداشته باشند، می‌تواند تغییرات در نسبت قیمت‌های واقعی را به خوبی نشان دهد.

در اینجا ما فرض می‌کنیم که کشش‌های قیمتی، درآمدی و همچنین، کشش گوه‌مالیاتی در طول زمان ثابت بوده و تابعی از زمان نیست، در این حالت در مدل (۵) متغیرهای c ، y ، p و T_w به صورت لگاریتمی خواهند بود. البته، فرض بر این است که بین متغیرهای موجود در رابطه (۵) رابطه‌ای بلندمدت وجود دارد.

در بخش پنج تخمین مدل تصحیح خطای برداری (VECM) برای توضیح پویایی‌های کوتاه‌مدت انجام شده و آزمون همجمعی برای متغیرهای الگو انجام می‌شود.

۵. داده‌ها

داده‌های مربوط به حساب‌های ملی اقتصاد ایران برای اجزای هزینه مصرف نهایی بخش خانوار به صورت سالیانه از سال ۱۳۵۰ تا ۱۳۷۹ مورد استفاده قرار گرفته است.

آمار مربوط به کل مصرف نهایی بخش خانوار از خدمات، شاخص نسبی قیمت خدمات و شاخص نسبی قیمت مسکن از طریق ترازنامه بانک مرکزی طی سال‌های مختلف استخراج شده است. با توجه به اینکه مسکن به عنوان یکی از مهمترین زیربخش‌های خدمات، قسمت عمده‌ای از هزینه‌های مصرفی خدمات بخش خانوار را به خود اختصاص می‌دهد، لذا انتظار می‌رود که متغیر مربوط به شاخص نسبی قیمت مسکن تأثیری مهم بر سرانه مصرف خدمات خانوار داشته باشد. از این‌رو، متغیر مزبور به عنوان یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر سرانه مصرف خدمات خانوار، مورد استفاده قرار گرفته است.

در مقاله حاضر به دلیل عدم دسترسی به آمار مربوط به درآمد و ثروت سرانه واقعی در کشور، به ترتیب از آمارهای سرانه تولید ناخالص ملی به قیمت بازار و سرانه نقدینگی واقعی بهره گرفته شده است. آمار مربوط به این متغیرها و نیز آمار مربوط به جمعیت از مجموعه سری زمانی آمارهای اقتصادی–اجتماعی دفتر اقتصاد کلان سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی گردآوری شده است. گوه مالیاتی نیز بر اساس رابطه (۶) مورد محاسبه قرار گرفته است. در مقاله حاضر با توجه به ساختار اقتصادی ایران، محاسبه گوه مالیاتی با تعدیلاتی همراه بوده است. این تعدیلات به شرح زیر است:

۱. به جای نرخ مالیات بر ارزش افزوده از نرخ مالیات بردرآمد شرکت‌ها بهره گرفته شده است.
۲. به علت ساختار نارکارآمد مالیاتی در کشور و عدم پوشش کامل آن برتمام افراد، برای شناسایی و مشخص کردن تأثیر کامل مالیات بر اقتصاد، از نرخ‌های متوسط مالیاتی بهره گرفته شده است. در محاسبه نرخ‌های متوسط مالیاتی، نیاز به محاسبه پایه‌های مالیاتی وجود دارد. از این‌رو، برای

محاسبه پایه‌های مالیاتی شرکت‌ها و پایه‌های مالیاتی بخش مشاغل از فرمول‌های زیر استفاده شده است:

$$RPT=VPB+(VTI-VLI)+VS-(VGC+VHS+VMS+VGS)$$[1]

که در آن:

RPT ، پایه مالیاتی بخش مشاغل (ارزش افزوده بخش مشاغل)

VTI ، ارزش افزوده کل صنعت ، VPB ، ارزش افزوده ساختمان بخش خصوصی

VS ، ارزش افزوده بخش خدمات ، VLI ، ارزش افزوده کارگاه‌های بزرگ صنعتی

VHS ،ارزش افزوده خدمات واحدهای مسکونی و غیر مسکونی،VGC ،ارزش افزوده ارتباطات و حمل و نقل دولتی

VGS ، ارزش افزوده خدمات عمومی ، VMS ، ارزش افزوده خدمات مؤسسات پولی و مالی

$$RBT= GDP-(VA+VE)$$[2]

که در آن:

RBT ، پایه مالیات بر شرکت‌ها ، GDP ، تولید ناخالص داخلی

VA، ارزش افزوده بخش کشاورزی ، VE ، ارزش افزوده بخش مشاغل

پس از محاسبه پایه‌های مالیاتی، از تقسیم مالیات بردرآمد اشخاص و مالیات بر شرکت‌ها بر پایه‌های مالیاتی مربوط، نرخ‌های متوسط مالیاتی مورد نظر برای محاسبه گوه مالیاتی به دست آمده و این متغیر محاسبه شده است. قسمتی از آمارهای مربوط به زیربخش‌های پایه‌های مالیاتی از سایت اطلاع رسانی اقتصاد ایران[3]، بخشی از طریق ترازنامه بانک مرکزی طی سال‌های مختلف، قسمتی به وسیله مجموعه سری زمانی آمارهای اقتصادی– اجتماعی دفتر اقتصاد کلان سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی و بخشی نیز با استفاده از آمارهای مربوط به مرکز آمار ایران (طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر) گردآوری شده است. البته به جای برخی متغیرها که امکان دسترسی به آنها وجود نداشت، از متغیرهای جانشین استفاده شده است.

حال، برای شناخت بیشتر از متغیرها، با استفاده از نمودارهای مربوط به هر متغیر، تغییرات آنها در طول دوره مورد نظر(۱۳۵۰-۱۳۷۹) مورد بررسی قرار می‌گیرد. نمودارهای مربوط به هریک از این متغیرها را می‌توان در شکل (۱) ملاحظه کرد.

چنانچه به وضوح ملاحظه می‌شود، اکثر متغیرهای الگو طی دوران جنگ تحمیلی(۱۳۵۸-۱۳۶۷) با یک تغییر شدید و شکست ساختاری مواجه بوده‌اند. این تغییر ساختاری باعث شده که عرض از مبدأ و شیب تابع روند در اکثر متغیرها با تغییر همراه شود. از این‌رو، برای آزمون پایایی متغیرها علاوه بر آزمون

۱. گیلک حکیم آبادی. (۱۳۷۹). صص۵۶-۵۸.

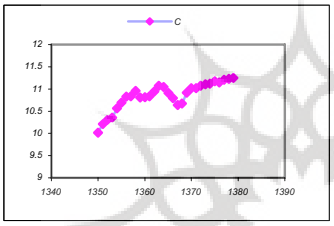
۲. معاونت امور اقتصادی و دارایی. (۱۳۷۳). ص۴۳.

3. www.ieicenter.com

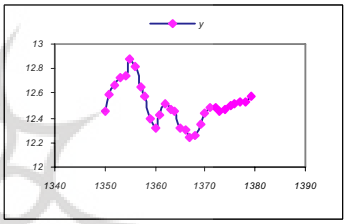
ریشه واحد دیکی- فولر برای سطح تفاضل و مرتبه اول متغیرها از آزمون پرون نیز استفاده شد، که نتایج این دو آزمون به طور خلاصه در جداول زیر ارائه شده است. همان‌گونه که در جدول(۱) مشاهده می‌شود، نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته برای سطح کلیه متغیرها نشانگر آن است که کلیه متغیرها در سطح معنی‌دار ۱ درصد ناپایا بوده و لذا، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد متغیرهای مزبور را نمی‌توان در سطح بالایی از اطمینان رد کرد. ولی در سطح معنی‌دار ۵ درصد دو متغیر لگاریتم سرانه نقدینگی و لگاریتم شاخص نسبی قیمت مسکن پایا است. به عبارت دیگر این دو متغیر در سطح معنی‌دار ۵ درصد جمعی از درجه صفر $I(0)$ هستند.

شکل-۱. نمودار روند زمانی مربوط به متغیرهای الگو

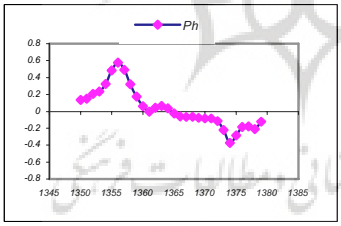
نمودار-۱-الف . تولید ناخالص ملی سرانه



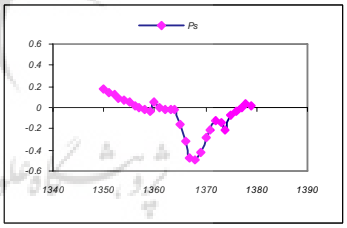
نمودار-۱- ب. مصرف سرانه خدمات توسط خانوار



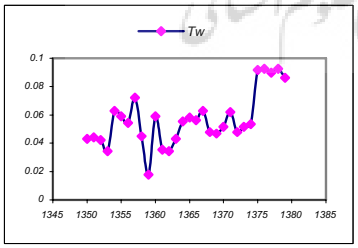
نمودار-۱-ج. نسبت شاخص قیمت خدمات به شاخص قیمت مصرف نهایی بخش خصوصی



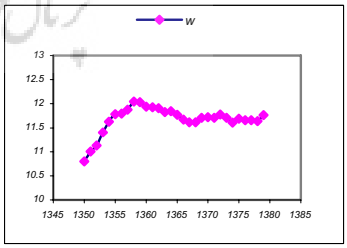
نمودار-۱-د. نسبت شاخص قیمت خدمات به شاخص قیمت مصرف نهایی بخش خصوصی



نمودار-۱- ه . گوه مالیاتی



نمودار-۱- و . سرانه نقدینگی واقعی



جدول ۱- آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته

متغیر	آزمون دیکی – فولر برای سطح متغیرها	تأخیر زمانی	آزمون دیکی – فولر برای تفاضل مرتبه اول متغیرها	تأخیر زمانی
c	-۲/۷۷	۱	-۳/۵۵**	۰
P_h	۳/۷۰*	۱	-۳/۸۴**	۱
Y	-۳/۳۵	۱	-۳/۴۷**	۰
P_s	-۱/۸۳	۱	-۳/۰۲**	۰
T_w	-۳/۲۱	۰	-۷/۱۲**	۰
w	-۳/۲۰*	۱	-۲/۹۹**	۰

c ، لگاریتم مصرف سرانه خدمات خانوار، P_h ، لگاریتم شاخص نسبی قیمت مسکن، y ، لگاریتم درآمد سرانه، P_s، لگاریتم شاخص نسبی قیمت خدمات، w ، لگاریتم سرانه نقدینگی، T_w، لگاریتم گوه مالیاتی ؛ علامت‌های * و ** به ترتیب، نشان دهنده سطوح معنی‌دار ۵ درصد و ۱ درصد است.

منبع: محاسبات پژوهش

آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته برای تفاضل مرتبه اول متغیرها نیز حاکی از آن است که آماره دیکی- فولر محاسبه شده برای تفاضل مرتبه اول کلیه متغیرها، در سطوح اطمینان ۹۹ و ۹۵ درصد از مقادیر بحرانی مک کینون کوچکتر بوده و لذا، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای تفاضل مرتبه اول داده‌ها در سطح ۱ درصد رد می‌شود. به عبارت ساده‌تر، تفاضل مرتبه اول متغیرهای مورد مطالعه پایا هستند. بنابراین، می‌توان چنین نتیجه گرفت که با توجه به آزمون دیکی - فولر، کلیه متغیرهای لحاظ شده در مدل به جز دو متغیر لگاریتم سرانه نقدینگی و لگاریتم شاخص نسبی قیمت مسکن، طی دوره مورد بررسی، جمعی از درجه یک I(۱) هستند. اما با توجه به وجود شکست ساختاری در متغیرهای موجود در الگو نتایج آزمون دیکی- فولر تردید آمیز بوده و برای حصول اطمینان کامل از صحت آن، آزمون پرون برای تمام متغیرهای موجود در مدل مورد بررسی و ارزیابی قرار گرفت که نتایج آن به طور خلاصه در جدول (۲) مشاهده می‌شود.

چنانچه ملاحظه می‌شود، در سطح اطمینان ۹۵ و ۹۹ درصد فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد با استفاده از آزمون پرون برای کلیه متغیرها در سطح داده‌ها رد نمی‌شود. بدین ترتیب می‌توان نتیجه گرفت کلیه متغیرهای موجود در الگو ناپایا بوده و وجود ریشه واحد در متغیرهای مورد بررسی ناشی از شکست ساختاری نیست. به عبارت دیگر، برخلاف آزمون دیکی- فولر ثابت می‌شود که دومتغیر لگاریتم سرانه نقدینگی و لگاریتم شاخص نسبی قیمت مسکن نیز ناپایا و جمعی از درجه یک I(1) هستند.

جدول- ۲. نتایج آزمون پرون بر روی متغیرها

متغیرهای از پیش تعیین شده	مقدار بحرانی در سطح ۵٪	مقدار بحرانی در سطح ۱٪	λ	سال شکست	مقدار آماره پرون	متغیر
C & T	-۴/۰۸	-۴/۷۱۵	۰/۲۵	۱۳۵۸	-۳/۱۰۵	c
T	-۳/۹۹	-۴/۶۵	۰/۱۷۸	۱۳۵۶	-۳/۶۱۵	P_h
C	-۴/۰۸	-۴/۷۱۵	۰،۲۵	۱۳۵۸	-۳/۰۰۸	y
-	-۴/۰۸	-۴/۷۱۵	۰/۲۵	۱۳۵۸	-۲/۱۹۱	P_s
T	-۴/۰۸	-۴/۷۱۵	۰/۲۵	۱۳۵۸	-۱/۹۴۷	T_w
C	-۴/۰۸	-۴/۷۱۵	۰/۲۵	۱۳۵۸	-۲/۰۸	w

c، لگاریتم مصرف سرانه خدمات خانوار، P_h، لگاریتم شاخص نسبی قیمت مسکن، y، لگاریتم درآمد سرانه، P_s، لگاریتم شاخص نسبی قیمت خدمات، w، لگاریتم سرانه نقدینگی، T_w، لگاریتم گوه مالیاتی.
منبع: نتایج حاصل از محاسبات

در انتخاب متغیرهای‌اثرگذار بر مصرف خدمات‌خانوار، آزمون علیت انگل- گرنجر نیز وجود رابطه‌علّی بین متغیرهای الگو را با مصرف سرانه خدمات خانوار به اثبات رساند. این آزمون نشان داد که دو متغیر P_h و y دارای علیت یک طرفه با متغیر وابسته بوده و سه متغیر دیگر دارای علیت دو طرفه با c هستند[۱].

۶. نتایج تخمین

بخش حاضر نتایج تخمین حاصل از رابطه بین تقاضا برای خدمات را با درآمد، قیمت‌های نسبی و گوه مالیاتی، به عنوان متغیرهای توضیحی نشان می‌دهد. در این قسمت به‌جای تخمین یک معادله برای آزمون همجمعی با استفاده از روش انگل-گرنجر دومرحله‌ای از آزمون یوهانسون- یوسیلیوس استفاده می‌شود. علت این امر آن است که در آزمون همجمعی با استفاده از روش انگل – گرنجر دومرحله‌ای، فرض بر این است که بین متغیرهای موجود در الگو یک بردار همجمعی منحصر به فرد وجود دارد، سپس به تخمین این بردار بسنده می‌شود. اما یوهانسن و یوسیلیوس[۲] نشان دادند که در صورت وجود r بردار همجمعی($r > 1$) بین متغیرهای الگو هر یک از معادلات درالگوی تصحیح خطای بردار (VECM)[۳] شامل r جمله تصحیح خطا بوده و تغییرات پویای کوتاه مدت هر یک از متغیرها متأثر از r عدم تعادل مربوط به روابط تعادلی بلندمدت خواهند بود[۴]. در این حالت، اگر توجهی به وجود r بردار

---

۱. نتایج حاصل به طور مفصل در جدول (۳-a) پیوست آمده است.

2. Johanson & Juselius.

3. Vector Error Correction Model.

۴. برای کسب اطلاعات بیشتر به نوفرستی، (۱۳۷۸). ص۱۱۷ مراجعه شود.

همجمعی در بین متغیرهای الگو نشود و تنها با استفاده از روش انگل-گرنجر یک معادله تعادلی بلندمدت برآورد شود، این معادله یک ترکیب خطی از r بردار همجمعی خواهدبود و باعث‌خواهدشد تا تحلیل‌های‌اقتصادی کاملاً غیرواقعی بوده و به بیراهه روند. لذا، برای برطرف کردن ایرادات روش انگل-گرنجر، از روش یوهانسن- یوسیلیوس که مبتنی بر روش برآورد حداکثر درست نمایی (MLE)[1] است، استفاده می‌شود. برای این منظور ابتدا، آزمون مرتبه جمعی بودن متغیرها انجام شد که نتایج آن در قسمت‌های قبل نشان داد که متغیرهای موجود در مدل همگی$I(1)$ هستند. در مرحله دوم، تعداد وقفه‌های بهینه در الگوی خود توضیح برداری (VAR)[2] که متضمن پایایی جملات خطای الگوی VECM بود تعیین شد. همچنین، امکان وجود متغیرهای مجازی و متغیرهای از پیش تعیین شده نیز مورد بررسی قرار گرفت. سپس با استفاده از پیش فرض‌های به‌دست آمده از الگوی VECM و با استفاده از روش یوهانسن، بردارهای همجمعی مربوط به مدل مورد نظر استخراج شد که نتایج حاصل از آن به‌صورت خلاصه در جدول (۳) ملاحظه می‌شود.

آزمون حداکثر مقدار ویژه نیز نشان می‌دهد که هر شش بردار همجمعی از لحاظ آماری کاملاً معنی‌دار هستند[3]. لذا، با در نظر گرفتن این امر که روش یوهانسن تنها تعیین می‌کند که چند بردار همجمعی منحصربه فرد در فضای همجمعی وجود دارد و از طرفی، هر ترکیب خطی از این بردارهای همجمعی نیز بردارهایی همجمع را نتیجه می‌دهند، درنتیجه برآوردهای ارائه شده برای هر ستون خاصی از ضرایب الزاماً منحصربه فرد نیستند. بنابراین، لازم است قیدهایی را براساس مبانی نظری اقتصادی و یا هرگونه اطلاعات قبلی خارج از الگو بر ضرایب بردارهای همجمعی تحمیل کرد تا روابط تعادلی بلندمدت ارائه شده شناسا[4] شوند.

از این‌رو، با توجه به ویژگی‌های متغیرهای مستقل و وابسته و روابط موجود در بین آنها طبق نظریه‌های اقتصادی موجود، بردار اول تنها گزینه قابل قبول در این مورد است. علت انتخاب این بردار آن است که ضریب متغیرهای شاخص قیمت نسبی خدمات، شاخص نسبی قیمت مسکن و گوه مالیاتی در بردار اول منفی و ضریب لگاریتم سرانه تولید ناخالص ملی و لگاریتم سرانه حجم پول[5] مثبت هستند که با نظریه تقاضا سازگاری دارند، ولی بقیه بردارها فاقد این ویژگی‌ها هستند. لذا، مدل تابع تقاضای خدمات که تابعی همجمع تلقی می‌شود، به صورت زیر خواهد بود:

$$c = 0.0314 + 0.274\,y + 0.643\,w - 1.396 P_h - 0.107\,P_s - 1.153\,T_w \qquad (۷)$$

$$Log\ likelihood = 374.39$$

1. Maximum-Likelihood.
2. Vector Autoregressive Model (VAR).

۳. نتایج این آزمون در جدول(a-۴) ضمیمه موجود است.

4. Identified.

۵. همه متغیرها واقعی بوده و بر مبنای سال پایه ۱۳۶۱ محاسبه شده‌اند.

جدول-۳. ضرایب نرمال شده بردارهای همجمعی

متغیر	بردار همجمعی (۱)	بردار همجمعی (۲)	بردار همجمعی (۳)	بردار همجمعی (۴)	بردار همجمعی (۵)	بردار همجمعی (۶)
c	۱	۱	۱	۱	۱	۱
P_h	۱/۳۹۶	-۳/۱۵۷	۰/۵۵۵	۰/۴۴۴	۱/۱۳۸	۰/۴۷۷
y	-۰/۲۷۴	-۰/۸۶۹	۰/۰۴۱	-۱/۹۸	-۱/۱۰۲	-۰/۹۳
P_s	۰/۱۰۷	۱/۰۷۷	۰/۰۰۵	۰/۶۴۶	-۰/۲۵۹	-۰/۰۲۸
w	-۰/۶۴۳	۴/۹۸۲	-۰/۹۳۲	-۰/۱۱	-۰/۳۳۵	-۰/۴۴۱
T_w	۱/۱۵۳	-۵/۹۵۲	-۱۰/۱۳	-۱/۰۴۶	-۴/۰۵	-۲/۱۲۳
عرض از مبدأ	۰/۰۳۱۴	-۲۳/۱۳۴	-۷/۷۱۸	۲۳/۲۹۷	۵/۲۹۵	-

c ، لگاریتم مصرف سرانه خدمات خانوار، P_h ، لگاریتم شاخص نسبی قیمت مسکن، y ، لگاریتم درآمد سرانه، P_s، لگاریتم شاخص نسبی قیمت خدمات، w ، لگاریتم سرانه نقدینگی، T_w ، لگاریتم گوه مالیاتی.

منبع: محاسبات پژوهش

ضرایب کلیه متغیرهای مدل فوق با وارد کردن متغیر مجازی مربوط به سال ۱۳۵۸، Du58 به دست آمده‌اند. زیرا با وارد کردن این متغیر، در تخمین مدل مورد نظر بهبود نسبی ایجاد شده است، که این متغیر به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Du(t) = \begin{cases} 0 & t<1358 \\ 1 & t \geq 1358 \end{cases}$$

بررسی توابع واکنش آنی نیز بیانگر این امر بود که تکانه‌های وارد بر متغیر P_h اثری دائمی و شدید بر مصرف خدمات خانوار داشته ولی در مورد سایر متغیرها این تکانه به مرور زمان تعدیل شده و تأثیری بسیار ناچیز ولی دائمی بر مصرف سرانه خدمات بر جای گذاشته است. البته، در بین متغیرهای اخیر تأثیر تکانه ناشی از متغیر ثروت نسبت به بقیه بیشتر بوده است[۱].

همچنین، بررسی توابع تجزیه واریانس نیز نشان داد که متغیرهای P_s، T_w، y و w جزء متغیرهای نسبتاً هدایت کننده در مدل بوده و از سایر متغیرها برون‌زاتر هستند. اما متغیر P_h جزء متغیرهای هدایت کننده نبوده و برون‌زای ضعیف است[۲].

---

۱. نتایج حاصل در جدول (۵-a) پیوست آمده است.

۲. نتایج حاصل در جدول (۶-a) پیوست آمده است.

۷. تجزیه و تحلیل نتایج

با توجه به معادله تعادلی بلندمدت تخمین زده شده و نیز نتایج حاصل از آزمون محاسبه اثر تکانه[۱] می‌توان به نتایج زیر دست یافت:

نتایج حاصل از تخمین نشان می‌دهد که مصرف سرانه خدمات خانوار نسبت به گوه مالیاتی و شاخص نسبی قیمت مسکن باکشش بوده ولی نسبت به درآمد سرانه، شاخص نسبی قیمت خدمات و ثروت سرانه بی‌کشش است. این امر به روشنی نشان می‌دهد که ساختار بازار خدمات در ایران بیشتر تحت تأثیر گوه مالیاتی و شاخص نسبی قیمت مسکن است. اما با توجه به آزمون‌های اثر تکانه، از بین این دو متغیر، P_h متغیر هدایت کننده‌ای نبود و پیش‌بینی‌های بلندمدت را با خطا مواجه می‌سازد.

مدل تخمین زده شده حاکی از آن است که به ازای یک درصد تغییر در P_h ، مصرف سرانه خانوار از خدمات به میزان ۱/۴ درصد تغییر می‌کند. این امر به روشنی بیان می‌کند که با افزایش شاخص نسبی قیمت مسکن، خانوارها مصرف سرانه خود از خدمات را به سرعت کاهش داده‌اند. در واقع، این افزایش در P_h با واکنشی شدید از طرف خانوارها روبه‌رو شده است.

در مورد متغیر بعدی، یعنی گوه مالیاتی، ملاحظه می‌شود که حساسیت c نسبت به این متغیر که جزء متغیرهای هدایت کننده در مدل است، در سطح بالایی قرار دارد. از این نکته می‌توان به دو نتیجه عمده دست یافت: اول اینکه، هر تغییر کوچک در نرخ‌های مالیاتی که اجزای تشکیل دهندهٔ گوه مالیاتی هستند، می‌تواند تأثیر بسیار زیادی بر تقاضای خدمات رسمی خانوار داشته باشد. دوم اینکه، طی دوره مورد بررسی، تفاوت قیمت خدمات در بازار رسمی و غیررسمی به گونه‌ای بوده است که توانسته حساسیت تقاضا برای خدمات رسمی را خانوار، نسبت به کوچکترین تغییر در گوه مالیاتی به شدت افزایش دهد، به گونه‌ای که با هر افزایش کوچکی در قیمت خدمات عرضه شده در بازارهای رسمی و یا کاهش قیمت خدمات در بازارهای غیررسمی (به عنوان جانشین بسیارنزدیک برای خدمات رسمی) تقاضا برای خدمات ارائه شده در بازارهای رسمی به شدت کاهش یافته و به سمت بازارهای غیررسمی هدایت می شود.

در این بین، سه متغیر باقیمانده، یعنی ثروت سرانه، شاخص نسبی قیمت خدمات و درآمد سرانه، تأثیر بسیار کمی بر روی تقاضا در بازار رسمی خانوارها داشته‌اند و حساسیت c نسبت به تغییر در هر یک از این سه متغیر بسیار پایین بوده است. ولی نکته‌ای که باید به آن توجه کرد این است که هر سه متغیر جزء متغیر هدایت کننده در مدل بوده و می‌توان در پیش‌بینی‌های بلندمدت از آنها بهره گرفت. در این میان به نظر می‌رسد حساسیت بسیار کم مصرف سرانه خدمات در قبال تغییرات ناشی از شاخص نسبی قیمت خدمات، به این علت بوده است که مصرف‌کنندگان بیشتر خدمات مورد نیاز خود را از

---

۱. Innovation Accounting به مجموعه توابع واکنش آنی و آنالیز واریانس، آزمون محاسبه اثر تکانه گفته می‌شود.

طریق بازارهای غیررسمی تأمین کرده‌اند و لذا، این امر باعث کاهش حساسیت آنها در قبال تغییر قیمت این خدمات در بازارهای رسمی شده است، علاوه بر آن، چون هزینه تأمین مسکن به عنوان یک کالای ضروری بخش اعظم درآمد خانوارها را به خود اختصاص داده است، لذا به نظر می‌رسد خانوارهای ایرانی با جانشین کردن خدمات خودمصرفی به جای خدمات رسمی و سعی در کاهش هزینه‌های زندگی استفاده خود از خدمات رسمی را کاهش داده و لذا، به علت مصرف کم از خدمات حساسیت کمی به تغییرات قیمت خدمات رسمی از خود نشان داده‌اند[1] (به ازای ۱ درصد تغییر در P_s ، تنها ۰/۱ درصد تغییر در c حاصل شده است). تغییر در درآمد سرانه نیز چندان تأثیر بر مصرف سرانه خدمات نداشته است. این نکته نشان داد که تنها بخشی از افزایش در درآمد به مصرف خدمات اختصاص می‌یابد و بقیه آن شاید به مصرف کالاهای ضروری و مورد نیاز خانوار اختصاص می‌یابد (به ازای هر ۱ درصد تغییر در y، مصرف خدمات خانوار ۰/۲۷ درصد تغییر داشته است). اما تغییر در ثروت سرانه باعث شده که مصرف سرانه خدمات، بیشتر از دو متغیر قبلی تحت تأثیر قرار بگیرد. چنانچه دیده شد، به ازای هر ۱ درصد افزایش در ثروت سرانه، ۰/۶۴ درصد مصرف خدمات رسمی خانوار افزایش یافته است.

در انتها ذکر این نکته ضروری است که در بین متغیرهای مزبور، گوه مالیاتی با توجه به ساختار خاصی که دارد از حساسیت ویژه‌ای برخوردار بوده و تحریک در مصرف سرانه خدمات از طریق اعمال هرتغییری در این متغیر، باید با دقت بیشتری نسبت به سایر متغیرها انجام گیرد. زیرا با توجه به ساختار ویژه متغیر مزبور، این تغییرات باید یا از طریق نرخ مالیات بردرآمد اشخاص اعمال شود و یا از طریق نرخ مالیات بر درآمد شرکت‌ها و یا از طریق حق بیمه‌های پرداختی از سوی کارفرما. کاهش در نرخ مالیات بردرآمد اشخاص به دو طریق بر مصرف خدمات تأثیر می‌گذارد، یکی از طریق افزایش در قدرت خرید مصرف‌کنندگان و دیگری از طریق کاهش در گوه مالیاتی. اما از طرف دیگر، کاهش در مالیات بردرآمد اشخاص، حاشیه سود موجود در بازار غیررسمی را افزایش داده و باعث تقویت فعالیت این بازار می‌شود. از این‌رو، کاهش در نرخ مالیات بر درآمد چندان مطلوب به نظر نمی‌رسد. کاهش در نرخ مالیات بردرآمد شرکت‌ها نیز به دو طریق باعث افزایش مصرف خدمات ارائه شده در بازارهای رسمی خانوار می‌شود. یکی، از طریق کاهش قیمت خدمات که بنگاه‌های خدماتی در بازارهای رسمی عرضه می‌کنند و دیگری، از طریق کاهش در گوه مالیاتی. علاوه بر آن، این تغییر در نرخ مالیات با افزایش حاشیه سود در بازارهای رسمی، باعث انتقال فعالیت‌های خدماتی از بازارهای غیررسمی به بازارهای رسمی شده و دامنه فعالیت در بازارهای غیررسمی را محدود می‌کند.

از این‌رو، پیشنهاد می‌شود جهت تحریک بازار خدمات رسمی و انتقال فعالیت‌های خدماتی غیررسمی به بخش رسمی، از دو حربه مالیات بردرآمد شرکت‌ها و نرخ حق بیمه پرداختی از سوی کارفرما، بهره گرفته شود. به این طریق که با کاهش نرخ مالیات بردرآمد شرکت‌های خدماتی و با اعطای یارانه‌های

---

۱. شاخص نسبی قیت خدمات بدون در نظر گرفتن بخش مسکن محاسبه شده است.

خاص تولیدی به این قبیل شرکت‌ها بازار خدمات را در کشور تحریک کرده و از این طریق با گسترش دامنه فعالیت این بخش در اقتصاد رسمی و کاهش فعالیت در اقتصاد غیررسمی، اولاً، نخستین گام در جهت ایجاد بنگاه‌های متشکل برداشته شود و از این طریق موجبات افزایش تخصص و بهره‌وری نیروی کار موجود در این بخش فراهم آید، ثانیاً، با گسترش بخش خدمات، قسمتی از نیروی کار غیرشاغل در اقتصاد، جذب این بخش شده و پا به عرصه فعالیت اقتصادی خواهند گذاشت، ثالثاً، به دلیل کاهش دامنه فعالیت‌های غیررسمی، حجم فعالیت‌های اقتصادی بهتر مورد ارزیابی قرار گرفته و در نتیجه، اجرای برنامه‌های اقتصادی در این بخش با موفقیت بیشتری همراه خواهد شد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۶۲). *بررسی عملکرد مالیات بر شرکت‌های غیر دولتی*. اداره بررسی‌های اقتصادی، تهران.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۷۹). *جداول حساب‌های ملی به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹ (۱۳۷۷-۱۳۳۸)*، اداره حساب‌های اقتصادی بانک مرکزی.

توکلی، احمد. (۱۳۷۶). *تحلیل سری‌های زمانی: همگرایی و همگرایی یکسان*. مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی (شرکت چاپ و نشر بازرگانی).

چالز موریس، اون فیلیپس. (۱۳۷۷). *تحلیل اقتصاد، نظریه و کاربرد*. ترجمه: اکبر کمیجانی، انتشارات دانشگاه تهران.

خورشیدی، غلامرضا. (۱۳۷۶). اقتصاد پنهان (غیررسمی). *تعاون*. شماره ۷۰، تیرماه.

سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور. (۱۳۷۰). *گزیده مسائل اقتصادی- اجتماعی*. انتشارات سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، تهران، فروردین و اردیبهشت.

رضاقلی، علی. (۱۳۷۷). *تخمین تابع تقاضای خدمات پستی*. مرکز تحقیقات پست جمهوری اسلامی ایران.

شکیبایی، علیرضا. (۱۳۸۰). برآورد اقتصاد غیررسمی در ایران و تحلیل علل پیدایش آن، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته علوم اقتصادی* دانشگاه تربیت مدرس.

طاهرفر، کورش. (۱۳۷۶). نقش فعالیت‌های اقتصادی زیرزمینی در ایران با تأکید بر انگیزهٔ فرار مالیاتی، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته علوم اقتصادی*، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

عرب مازار یزدی، علی. (۱۳۸۰). اقتصاد سیاه در ایران، *رساله دکتری*، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی.

عسگری، منصور. (۱۳۷۹). تعیین ارتباطات متقابل علت و معلولی و پویا بین رابطه مبادله و کسری حساب جاری با روش همگرایی در ایران، *پژوهش‌نامه بازرگانی* (مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی)، فصلنامه شماره ۱۷، صص ۴۴-۱، زمستان.

محمدی، غلامرضا. (۱۳۷۹). تجزیه و تحلیل ارزش و حجم فعالیت‌های غیررسمی خانوار با استفاده از آمارهای رسمی، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته علوم اقتصادی*، دانشگاه تربیت مدرس.

مرزوقی‌اردکانی، حسن. (۱۳۷۲). برآورد تابع تقاضای خدمات پستی در ایران. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته علوم اقتصادی*، دانشگاه شهید بهشتی.

مرکز آمار ایران. *نتایج آمارگیری از کارگاه‌های بزرگ صنعتی (۱۰نفر کارکن و بیشتر)، سال‌های مختلف*.

مرکز آمار ایران، (۱۳۸۱). حساب‌های ملی ایران (۱۳۷۰-۱۳۷۹).

معاونت امور اقتصادی و دارایی، دفتر پژوهش‌ها و سیاست‌های مالی. (۱۳۷۳). *برآورد کشش‌های مالیاتی و پیش‌بینی درآمدهای مالیاتی در اقتصاد ایران*. (منتشر نشده).

نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸). *ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی*. مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.
وزارت بازرگانی. (۱۳۷۱). *تجارت خدمات و نقش کشورهای در حال توسعه*. فرشاد صمصامی، انتشارات مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

Arup, Mitra. (1994). Industry, Informal Sector Employment and Poverty. *The Indian Journal of Labor Economic*, Vol.37, Number 3.

Chugh Ram L. and Uppal, J.S. (1986). *Black Economy in India.* McGraw-Hill Publishing Company, New Delhi.

Ehdai, Jabber. (1990). An Econometric Method for Estimating Tax Elasticity and Impact on Revenues of Discretionary Tax Measures. *Working Paper*, The World Bank.

Enders, Walter. (1995). *Applied Econometric Time Series*. John Wiley& Sons, New York.

Engle, R. F. and Granger, C.W.J. (1987). Co Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*.Vol. 55, PP.251-76.

Haruey A.C. (1990). *Time Series Analysis*. Philip Alan, Oxford, 2nd Edition.

Hawrylyshyn, O. (1976). The Value of Household Services: a Survey of Empirical Estimates. Rev. *Income Wealth* 22, PP.101-131.

Heinesen, E. (1994). Demand for Consumer Services: Estimation of Price and Income Elasticties. *Working Paper* (yellow series). No.106, Institute of Economics, University of Copenhagen.

Heinesen, E. (1997). Structural Breaks in Error Correction Models, Ox.Bull. *Econ.Stat*. 59, PP.187-192.

Heinesen, E. (1999). *The Tax Wedge and Household Demand for Services* (The case study: Denmark). No.16, PP.235-256.

Heinesen, E. (1998). *The Tax Wedge and Repair and Maintenance of Houses.* Appl.Econ.lett.5, PP.191-196.

Iran Economic Information Center: *www.ieicenter.com*.

Johanson, S. (1988). Statistical Analysis of Co Integration Vector. *Journal of Economic Dynamic and Control*, Vol.12, PP.231-54.

Lesage, J.P.A. (1990). Comarison of Forecasting Ability of ECM and VAR Model. *The Review Economics and Statistic*, No.4.

Lin, C.F.J. and Terasvirta, T. (1994). Testing the Constancy of Regression Parameters Against Continuous Structural Change. Journal of Econom.62, PP.211-228.

Lutkephol, H. and Reimers, H.E. (1992). Impulse Response Analysis of Cointegration Systems. *Journal of Economic Dynamic and Control*, No.16, PP.33-78.

Mauro, Paolo. (1997). Why Worry About Corruption, *IMF Economic Issues*, No.6.

Peron, P. (1989). The Great Crash, The Oil Shock and The Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, No.57, PP.1361-402.

Pesaran, M.H. and Shin, Y. (1999). Long-Run Structural Modeling. *DAT Working Papers Series*, No.9419, University of Cambridge.

Sandmo, A. (1990). Tax Distortion and Household Production. *Oxford Econometric Papers*, No.42, PP.78-90.

Shabsigh, Ghiath. (1995). The Underground Economy: Estimation and Economic and Policy Implications- The Case of Pakistan, IMF.WP 95/101.

Smith, S. (1986). Britain's Shadow Economy. Clarendon Press, *Working Paper*, Oxford.

Strand, J. (March.2001). Tax Distortions, Household Production and Black-Market Work, vi Internet: jon.strand@ccon.uio.no, Department of Economics, University of Oslo.

Terasvirta, T. (1996). Modeling Economic Relationships with Smooth Transitions Regressions. *Working Paper*, No.131, Stockholm school of Economics.

UNCTAD. (1989). Services and Development Potential; The Indian Context (New York: UN Pub. 1989), P.47.

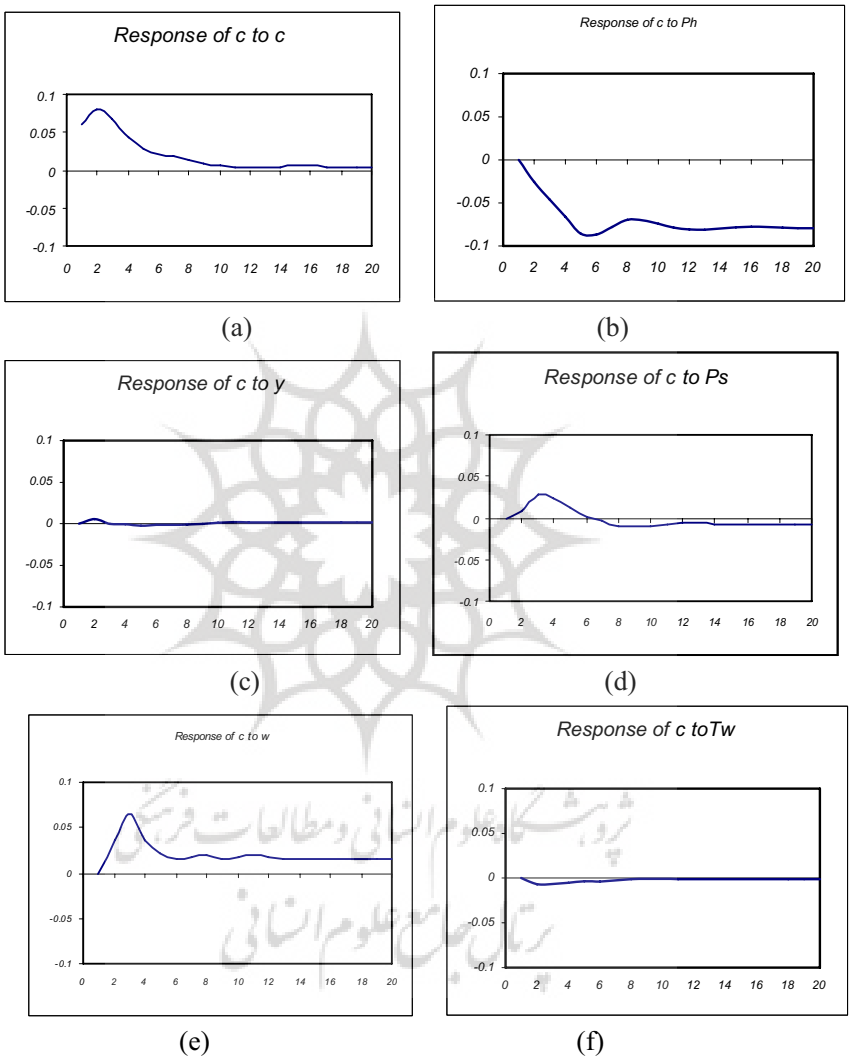
World Trade Organization; International. (2002). Trade Statistic-2001: www.WTO.Org.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نمودار- ۱-b . توابع واکنش آنی برای متغیر وابسته در ازای تکانه‌ای به میـزان یـک انحـراف معیار در متغیرهای مستقل



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نمودار - ۲-b . نتایج حاصل از تحلیل واریانس برای متغیر وابسته