

تخمین تابع تقاضای خدمات تلفن ثابت با روش سیستم تقاضای تقریباً ایده آل خطی پویا

علی اصغر سالم*

ندا بیات**

چکیده

با توجه به اهمیت ارتباطات در دنیای امروز، تجهیزات مخابراتی یکی از اقلام لاینفک در زندگی افراد جامعه شده است. در این مقاله، به تخمین تابع تقاضای خدمات تلفن ثابت پرداخته می شود که در تقابلی دو طرفه، به دلیل ظهور کالاهای مکمل همچون اینترنت و دورنگار تقاضای آن افزایش یافته است و از طرفی به دلیل گسترش مصرف کالاهای جانشین مانند تلفن همراه، تقاضا برای آن کاهش می یابد.

در این نوشتار، از الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده آل خطی پویا استفاده شده است. طبق نتایج به دست آمده کشش قیمت مربوط به تلفن ثابت ۰/۳۴- است، همچنین اثرات رفاهی ناشی از تغییرات قیمت مکالمات تلفن ثابت نیز در این پژوهش محاسبه شده است.

طبقه بندی JEL: D12, D63, L96, R22

کلید واژه ها: تلفن ثابت، سیستم تقاضای تقریباً ایده آل خطی پویا، کشش قیمتی، کشش درآمدی، شاخص های رفاهی.

salem207@yahoo.com

تاریخ پذیرش
۹۱/۴/۱۸

* دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی
** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

تاریخ دریافت
۹۰/۱۰/۱۶

۱. مقدمه

در عصر حاضر، بشر فصل جدیدی در زندگی خود شروع کرده و از رویکرد فناوری مولد به سمت فناوری اطلاعات در حرکت است. کاربست‌های ناشی از این فناوری پیدایش شکل جدیدی از اطلاعات را سبب شده است. به همین دلیل عصر حاضر، عصر اطلاعات نامیده شده است و دور از ذهن نیست که در چنین شرایطی صنعت مخابرات از بالاترین میزان رشد در میان صنعت‌ها برخوردار باشد، از طرف دیگر، تقاضای فزاینده برای خدمات مخابراتی نیز محرکی دیگر برای رشد این صنعت به‌شمار می‌آید. امروزه خدمات تلفنی بخشی لاینفک از تجارت جهانی شده و به عنوان یک ابزار پیشرفت اجتماعی-اقتصادی در سراسر جهان شناخته شده است؛ تا جایی که تعداد مشترکان خدمات تلفن به بیش از میلیاردها نفر رسیده و در هر دقیقه نیز هزاران نفر به تعداد این گروه اضافه می‌شود. دامنه وسیع ارائه خدمات و امکانات مخابراتی به مشترکان خانگی و سازمان‌ها سبب شده که اخیراً گردش سرمایه در این صنعت از یک تریلیون دلار نیز بگذرد. شایان ذکر است که خطوط تلفن ثابت به عنوان یکی از مهم‌ترین فناوری‌های ارتباطی با توجه به ابداعات جدید، امروزه در یک تقابل دو طرفه قرار می‌گیرد؛ از یک طرف، با ظهور اینترنت، دورنگار و سایر وسایل ارتباطی از این قبیل در نقش یک وسیله ارتباطی مکمل، اهمیت زیادی در زندگی انسان یافته و در مقابل به دلیل ظهور ابزارهایی همچون تلفن همراه، تلفن بی سیم و غیره از اهمیت آن کاسته شده است.

در ارتباط با بازار این صنعت در ایران از بدو پیدایش تا سال ۱۳۷۴، مخابرات همواره انحصاری و مالکیت آن در اختیار دولت بود و به تبع آن قیمت‌ها به شکل دستوری تعیین می‌شد، ولی تحولات ایجاد شده در اواخر سال ۱۳۷۴ با هدف سیاست تمرکز زدایی و کاهش انحصار در ساختار کشور، به حذف ادارات کل و تأسیس شرکت‌های سهامی مخابرات استانی منجر گردید و مقرر شد این سازمان‌ها بر اساس مکانیسم بازار و شیوه عمل شرکت‌های بخش خصوصی به فعالیت بپردازند.

ابلاغ سیاست کلی اصل ۴۴ قانون اساسی نیز به امر خصوصی سازی در ایران شتاب بخشید و سبب شدت گرفتن رقابت میان اپراتورها شد به نحوی که بر عکس گذشته هم

اکنون هدف اصلی هر یک از آنها مطابق نظریات اقتصادی در راستای حداکثر کردن سود است. از این رو، برآورد علمی تعداد متقاضیان و مصرف کنندگان و نیز بازار بالقوه تجهیزات ارائه شده و شدت تأثیرپذیری کالاها و خدمات بر اثر سیاست‌های قیمتی برای ارائه‌دهندگان سرویس‌ها، دست‌اندرکاران صنعت و برنامه‌ریزان توسعه آن، اهمیت روز افزونی یافته است.

در این مقاله، درصددیم با به کارگیری یکی از پرکاربردترین مدل‌ها در تخمین تقاضا یعنی "سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل" تقاضا برای تلفن ثابت و نیز کشش‌های قیمتی و درآمدی آن را برآورد کنیم. افزون بر این، با بررسی آثار رفاهی ناشی از تغییرات قیمتی بر مصرف کنندگان و با استفاده از دو معیار تغییرات جبرانی (CV)^۱ و تغییرات معادل (EV)^۲ این اثرات را محاسبه نماییم. در بخش دوم این مقاله، سوابق تحقیقی در حوزه تلفن ثابت به اجمال بیان شده و در قسمت سوم در ارتباط با تصریح مدل و مبانی نظری آن بحث شده است. در بخش چهارم داده‌ها، تخمین و نتایج برآوردها شرح داده شده و در پایان، در قسمت پنجم نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲. مروری بر مطالعات انجام شده

مطالعات اقتصادی در زمینه خدمات و سرویس‌های مخابراتی در داخل کشور نسبت به نمونه‌های خارجی در این زمینه بسیار محدود است که این روند در ارتباط با مورد خاص تلفن ثابت محدودتر و شاید بتوان گفت بسیار اندک است. مطالعاتی که تاکنون در این زمینه انجام شده دسترسی محدود به اطلاعات تابع تقاضای تلفن ثابت را به شکل سیستمی از کلیه کالاهای بودجه خانوار بررسی نکرده و این تنها مطالعه‌ای است که تابع تقاضای تلفن ثابت را به شکل کامل سیستمی تخمین زده است. افزون بر این، نکات دیگری که باعث ایجاد وجوه تمایز بیشتر این مطالعه با تحقیقات قبلی در این خصوص شده عبارت‌اند از:

۱. همان‌طور که بیان شد در این مقاله از دامنه نسبتاً وسیع و کاملی از داده‌های بودجه خانوار برای برآورد مدل استفاده شده، طوری که برای اولین بار در کشور از داده‌های

1. compensating variation

2. Equivalent variation

فصلی بودجه خانوار برای تخمین سیستم تقاضای تقریباً ایده آل استفاده شده که سبب هر چه دقیق تر شدن نتایج تخمین و تحلیل ها گردیده است.

هرچند کالاهایی همچون تلفن همراه و اینترنت با تلفن ثابت تقابل زیادی دارند، لیکن به دلیل نوظهور بودن این کالاها در ایران و قرار گرفتن آنها در دوره زمانی بسیار کوتاه تر نسبت به سایر اطلاعات بودجه خانوار، در مدل لحاظ نشده اند چرا که کوتاه شدن دوره زمانی سبب از دست دادن درجه آزادی زیاد و در نتیجه کاهش دقت ضرایب برآوردی خواهد شد. به منظور کاهش خطای عدم لحاظ سهم این کالاها در مدل، متغیر مجازی از زمان عرضه خدمات تلفن همراه در ایران (سال ۱۳۷۴) در نظر گرفته شد.

۲. در مطالعاتی که به روش الگوی AIDS صورت می گیرد برای تخمین مدل، به داده های شاخص قیمت و سهم مخارج در گروه های کالایی نیاز است، که غالباً چون امکان دسترسی به این داده ها به صورت ریز ارقام کالایی دشوار است، هنگام تخمین تقاضای یک کالا، برای محاسبه شاخص قیمت مربوط به سایر کالاهای هم گروه کالای مورد تخمین، اجباراً این کالاها را با گروه "سایر کالاها" وارد مدل می کنند، ولی در این مطالعه به دلیل دسترسی به آمار و داده های مربوط به ریز ارقام، پس از حذف تلفن از گروه ارتباطات، شاخص قیمتی سایر کالاهای موجود در این گروه محاسبه و در مدل لحاظ شده که به نوبه خود منجر به تخمین دقیق تر مدل گردیده است.

۳. تاکنون در زمینه بررسی آثار رفاهی تغییر قیمت خدمات یا مکالمات تلفن ثابت مطالعه ای انجام نشده، در حالی که در این مقاله دو معیار EV و CV محاسبه شده است. در ادامه به چند نمونه از پژوهش هایی که در زمینه تلفن ثابت در خارج از کشور انجام شده اشاره می شود و سپس خلاصه ای از مطالعات انجام شده در ارتباط با تلفن ثابت در کشور ایران بیان می گردد.

ندیری و ناندی (۱۹۹۶) به بررسی تغییرات ساختار هزینه و تقاضا برای صنعت مخابرات آمریکا پرداخته اند، آنها در یک مدل ساختاری چند محصولی ساختار تولید، تقاضا و پویایی های میان آنها را در صنعت مخابرات آمریکا در بازه زمانی (۱۹۸۷-۱۹۳۵) ارزیابی نموده اند. در این مقاله، درجات مقیاس اقتصادی، کشش های هزینه ای و کشش های قیمتی

عوامل تولید بررسی شده است. تحلیل بخش تقاضا حاکی از این است که کشش قیمتی برای تلفن‌های داخل شهری بسیار اندک است که این نتیجه، اظهارات تحقیقات قبلی را تأیید می‌کند. پارامترهای به‌دست آمده نشان دادند که تقاضا برای خدمات داخل شهری و مکالمات راه دور با رشد سرانه درآمد در اقتصاد رابطه مستقیم دارد، بنابراین با توجه به تغییرات در اقتصاد شاهد تغییر در تقاضای تلفن نیز بوده و افزون بر این، تغییرات جمعیت نیز بر تقاضای تلفن تأثیرگذار است. تعداد تلفن‌ها نیز عامل مهمی در تقاضای تلفن ثابت به شمار می‌رود و رشد بخش خدمات به رشد سریع تقاضای تلفن راه دور کمک شایانی نموده است.

گاسنر (۱۹۹۸) در مقاله‌ای با عنوان "برآورد تابع تقاضای تلفن در بریتانیا با روش شبه تلفیقی" با استفاده از داده‌های بودجه خانوار به تخمین تقاضای تلفن پرداخته است. در این تحقیق، تأثیرات تغییرات قیمتی بر تقاضای خانوار به‌دست آمده است. نتایج نشان می‌دهد که کشش‌های قیمتی مربوط به هزینه‌های اتصالات، اجاره خط، درآمد خانوار، از نظر مقداری کم ولی با معنی بوده‌اند، که با شواهد واقعی در آمریکای شمالی نیز همخوانی دارد. علاوه بر این گاسنر بیان کرد که میان کشش‌های اندازه‌گیری شده در گروه‌های درآمدی بالا و پایین تفاوت معنی دار وجود دارد.

پیناکی و سیرینیواسن (۱۹۹۹) نیز با استفاده از داده‌های ۱۹ ایالت (۱۹ مقطع) و روش داده‌های تابلویی به تخمین تابع تقاضای تلفن کشور هند پرداختند و کشش‌های قیمتی را برای دو نوع مکالمه تلفن محلی و راه دور (خارج از شهر) محاسبه کردند، نتایج حاکی از این است که کشش مربوط به مکالمات راه دور از میزان مشاهده شده و معمول آن در سایر کشورهای در حال توسعه بیشتر بوده است؛ در حالی که کشش مربوط به مکالمات محلی با میزان مشاهده شده آن در سایر کشورهای در حال توسعه همخوانی دارد. به همین جهت افزایش درآمدهای دولت از طریق افزایش حاشیه سود^۱ (تفاوت میان هزینه و قیمت) مکالمات تلفن راه دور غیر بهینه می‌باشد لذا پیشنهاد نمودند که در نظام پرداختی یارانه‌ها به سیستم مخابرات و تعرفه‌ها تجدید نظر صورت پذیرد.

1. markup

گار باکر و تامسون مطالعات متعدد و نسبتاً کامل تر و دقیق تری را در ارتباط با صنعت مخابرات آمریکا انجام داده‌اند. آنها در سال ۲۰۰۲ به برآورد تقاضای تلفن با استفاده از داده‌های سرشماری ده سالانه از سال‌های ۱۹۹۰-۱۹۷۰ پرداختند و این تخمین را در سال بعد با افزودن اطلاعات مربوط به سرشماری سال ۲۰۰۰ به روز رسانی نمودند. در مقاله اول از مدل لجیت برای برآورد مدل استفاده کردند. یکی از نکات قوت این تحقیق در مقایسه با تحقیقات پیشین این است که در مطالعات قبلی از داده‌های کمیسیون ارتباطات فدرال استفاده شده است، در حالی که این داده‌ها مشکوک به وجود خطاهای استاندارد بزرگ در نمونه بودند. به دلیل ویژگی‌هایی که مدل لجیت دارد آنها توانستند قیمت مکالمات راه دور را نیز در بررسی‌های خود وارد کنند. گارباکر و تامسون از متغیرهای مجازی برای کنترل تغییرات مشاهده نشده در داده‌ها استفاده کردند، نتیجه حاکی از آن است که کشش‌ها طی زمان کاهش یافته و پرداخت یارانه‌ها به صورت هدفمند کاراتر از پرداخت یارانه‌ها به شکل غیر هدفمند آن است، ولی هزینه سالانه افزودن هر خانوار به شبکه تلفن در هر دو نوع پرداخت یارانه‌ها افزایش نشان داده است. این دو نفر در سال ۲۰۰۳ با افزودن یک سری داده‌های ده ساله دیگر از سرشماری به نمونه خود، سعی در پاسخ به این پرسش داشته‌اند که آیا سیاست‌های عمومی در ارتباط با ارائه خدمات جهانی کارا هستند یا خیر؟ آنها با به کارگیری مدلی جدید توانستند تأثیرات خدمات جدید ارتباطی از قبیل تلفن همراه، اینترنت و ... را بر شبکه تلفن بسنجند و بیان نمودند که سرعت رشد آنها سبب شده این فناوری‌ها به سمت مکمل یا جایگزینی برای خدمات تلفن ثابت بروند و نرخ نفوذ تلفن ثابت را تحت تأثیر قرار دهند تا جایی که افزایش قیمت تلفن ناکارا و بسیار هزینه بر است. این دو پژوهشگر همچنان در ادامه مطالعات خود در سال ۲۰۰۷ ضمن بیان این مطالب که استانداردهای زندگی در کشورهای در حال توسعه همواره با دسترسی و استفاده از خدمات مخابراتی مرتبط است، به بررسی تقاضای خدمات مخابراتی در این کشورها پرداختند و دو مدل را برای خطوط اصلی تلفن و خدمات تلفن همراه در سال‌های ۲۰۰۳-۱۹۹۶ به کار گرفتند و به نتایج کاربردی مهمی دست یافتند؛ از جمله اینکه کشش قیمتی ماهانه برای خطوط ثابت در کشورهای در حال توسعه ناچیز و برای تلفن همراه زیاد است.

همان طور که پیشتر بیان شد مطالعات اقتصادی انجام شده داخلی در زمینه تلفن ثابت در داخل کشور بسیار محدود است، بنابراین در ادامه به مواردی که در ارتباط با موضوع، تقاضای تلفن ثابت را نیز در حالت‌های خاص تخمین زده‌اند اشاره شده است.

فراهانی (۱۳۸۷) در مقاله‌ای با عنوان "جایگزینی و رقابت بین تلفن همراه و ثابت: یک مطالعه تجربی در ایران" با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل AIDS، توابع تقاضای تلفن همراه و ثابت را برآورد نموده و شدت جایگزینی میان این دو را برای کشور به دست آورده است. نتایج حاکی از این واقعیت است که در طول دوران مورد بررسی تعداد مشترکان تلفن همراه در ایران روند صعودی داشته و از تلفن ثابت پیشی گرفته است که می‌تواند به دلیل کاهش قیمت دسترسی به خدمات تلفن همراه طی سال‌های اخیر باشد و این روند ممکن است به جانشینی کامل تلفن همراه منجر گردد، در این مطالعه، کشش‌های به دست آمده برای خدمات تلفن ثابت و همراه حاکی از حساسیت مشترکان به قیمت این خدمات است و کشش قیمتی تلفن همراه بالاتر از کشش قیمتی تلفن ثابت است. کشش‌های متقاطع بین تلفن همراه و ثابت در ایران نشان دهنده مکمل بودن این خدمات است. یکی از ایرادات این مطالعه در این است که داده‌ها به صورت سری زمانی سالانه مورد استفاده قرار گرفته‌اند و با توجه به آنکه اطلاعات هزینه و قیمتی تلفن همراه فقط برای ۱۳ سال در اطلاعات رسمی ثبت شده‌اند، لذا کل اطلاعات به کار گرفته شده برای تخمین مدل ۱۳ سال می‌باشد که در تخمین یک مطالعه سیستمی، اطلاعات بسیار محدودی است.

مورد بعدی مربوط به مطالعه پورپرتوی و جلال آبادی در ارتباط با تخمین تابع تقاضای تلفن بین‌الملل در سال ۸۴ شامل تماس ایران با ۴۷ کشور جهان است که بیش از ۹۰٪ مکالمات تلفن بین‌الملل کشور را تشکیل می‌دهد. این مطالعه با استفاده از روش تلفیقی داده‌های سری زمانی و مقطعی در سه حالت عرض از مبدأ کل، اثرات ثابت و اثرات تصادفی تخمین زده شده است و طبق نتایج به دست آمده کشش تقاضای مکالمات تلفن بین‌الملل نسبت به قیمت مکالمه، حجم تجارت و ترافیک وارده به ترتیب، $-۰/۹۳$ ، $-۰/۳۷$ ، $۰/۳۳$ می‌باشد که کم کشش بودن تقاضای مکالمات تلفن بین‌الملل نسبت به متغیرهای مذکور را نشان می‌دهد. کشش تقاضای مکالمات تلفن بین‌الملل نسبت به درآمد و تعداد

کاربران اینترنت، به ترتیب ۲/۵۲ و ۲/۱۱ درصد محاسبه شده است که به باکشیش بودن تقاضا نسبت به متغیرهای فوق دلالت دارد. گفتنی است داده‌های سری زمانی مورد استفاده در این پژوهش سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۱ را دربر می‌گیرد.

مورد بعدی مطالعه شیخان و کلانتری در سال ۸۷ است که هدف آن تخمین تعداد مشترکین سرویس‌های تلفن ثابت و همراه و نیز کاربران شخصی و سازمانی سرویس‌های داده در کشور است. در این پژوهش از مدل کاب-داگلاس استفاده شد که دو متغیر درآمد مشترکان سرویس و هزینه سرویس را وارد مدل نمودند و نتیجه گرفتند که در فاصله سال‌های ۸۹-۱۳۸۵ به ترتیب ۱۸/۴۸، ۲۷/۱۸ میلیون مشترک به تعداد مشترکان سرویس‌های تلفن ثابت و همراه اضافه شده و ضریب نفوذ این سرویس‌ها در کشور به ترتیب ۵۲/۶، ۴۸/۴ درصد محاسبه شده است.

۳. تصریح مدل

رویکرد جدید مرسوم دربرآورد پارامترهای تقاضا، استفاده از فرم سیستم معادلات همزمان است. یکی از علل برتری این انتخاب این است که همان طور که در نظریه‌های اقتصاد خرد بیان شده است، تغییر در یک بازار بر سایر بازارهای اقتصادی تأثیرگذار است به همین دلیل اقتصاددانان تحلیل‌های سیستمی را بر فرم تک معادلات ترجیح می‌دهند. در این رویکرد با استفاده از الگوهای ریاضی و نظریه‌های اقتصادی مربوط به مصرف کننده، فرم تابعی معادلات تقاضا استخراج می‌شود، سپس محدودیت‌های مرتبط با تابع تقاضا برای برآورد پارامترها روی مدل اعمال می‌گردد.

الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده آل برای نخستین بار توسط دیتون و مولباور در سال ۱۹۸۰ ارائه شد که با تئوری‌های نظریه مصرف کننده و ترجیحات هماهنگی دارد. آنها بیان کردند که بسیاری از خصوصیات این الگو در مدل‌های روتردام و ترانسلوگ وجود دارد، ولی هیچ یک از این دو الگو همه این خصوصیات را همزمان ندارند.

دیتون و مولباور این الگو را بر مبنای گروه مخارج (هزینه) با فرم تعمیم یافته لگاریتمی مستقل از سطح قیمت (به نام PIGLOG)^۱ ارائه نمودند که گویای مجموعه‌ای از توابع هزینه‌ای است. در واقع این سطح حداقل هزینه را برای دستیابی به سطح مشخصی از مطلوبیت (u) در قیمت‌های داده شده نشان می‌دهد. این توابع هزینه‌ای به صورت $c(u, p)$ نشان داده شده که تابع دو عامل مطلوبیت u و سطح قیمت p است. گروه مخارج PIGLOG به صورت زیر نمایش داده می‌شوند:

$$\log c(u, p) = (1-u) \log \{a(p)\} + u \log \{b(p)\}$$

مقدار u در دامنه میان (۰, ۱) قرار دارد که صفر، حداقل معیشت و یک، حداکثر رفاه است و توابع $a(p)$ و $b(p)$ توابع مثبت، همگن و خطی از سطح قیمت می‌باشند. یکی از دلایل انتخاب این توابع توسط دیتون و مولباور، انعطاف پذیری زیاد آنهاست و این انعطاف‌پذیری به این معناست که در هر نقطه مشتق‌های تابع هزینه نسبت به قیمت‌ها و مطلوبیت برابر با همین مقادیر برای هر تابع هزینه اختیاری باشند. این انعطاف‌پذیری سبب می‌شود که بتوان قیدهای مربوط به نظریه تقاضا را وارد الگو نمود و به صورت تجربی در تخمین خود اعمال کرد. افزون بر این، فرم تابعی این الگو سبب شده که بتوان به دلیل جمع غیر خطی تقاضای مصرف کنندگان به تقاضای جمعی افراد رسید.

لگاریتم سطح حداقل هزینه معیشتی و سطح حداکثر رفاه در این الگو به شکل زیر است:
سطح حداقل معیشت:

$$\log a(p) = a_0 + \sum_{k=1}^n a_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{kj} \log p_k \log p_j$$

سطح حداکثر رفاه:

$$\log b(p) = \log a(p) + \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k}$$

بنابراین اگر این روابط در تابع هزینه AIDS جایگزین شود عبارت زیر به دست می‌آید:

$$\log c(u, p) = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i \log p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_i \log p_j + u \beta_0 \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i}$$

که در آن p_i ، شاخص قیمت مربوط به کالایی i ام؛ n ، تعداد کالاهای موجود در سیستم است و $\alpha_0, \beta_0, \gamma_j$ ضرایب را تشکیل می‌دهند. z نماینده یک گروه کالایی مشخص است. با توجه به لم شپارد و ضرب طرفین در p_i/c و در نهایت مشتق‌گیری نسبت به $\log p_i$ و ساده‌سازی به معادله w_i می‌رسیم که در واقع معادلات سهمی غیر جبرانی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل را نشان می‌دهد. این تبدیلات به شکل زیر انجام می‌شوند:

$$\frac{\partial c(u, p)}{\partial p_i} = q_i \Rightarrow \frac{\partial c(u, p)}{\partial p_i} \cdot \frac{p_i}{c} = \frac{p_i q_i}{c} = w_i$$

$$\Rightarrow w_i = \frac{\partial \log c(u, p)}{\partial \log p_i} = a_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i u \prod_k p_k^{\beta_k}$$

چون در مواقعی که افراد در پی حداکثر کردن مطلوبیت خود هستند مخارج کل $c(u, p)$ با کل درآمد آنها برابر می‌شود با جایگزینی در معادله بالا در نهایت عبارت زیر حاصل می‌شود:

$$w_i = a_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log(y / p^*) + u_i$$

که در آن w_i ، سهم کالا در بودجه؛ p_j قیمت کالای j ام؛ u_i ، جمله اخلاص و p^* ، شاخص قیمت کل ترانسلوگ است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$w_i = a_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log(y / p^*) + u_i$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود به دلیل درونزا بودن شاخص قیمت، الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل غیر خطی است. با جایگزینی از شاخص‌های مختلف می‌توان الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل را خطی کرد که با LA/AIDS^۱ نشان داده می‌شود و در این حالت شاخص قیمت به شکل برونزا فرض شده و در مدل وارد می‌شود. از شاخص‌های مختلف می‌توان برای این کار استفاده کرد از جمله شاخص قیمت استون^۲، شاخص قیمت پاشه^۳، لاسپیرز^۴ و ترن کوئیست^۵.

1. Linear Approximation of AIDS (LA/AIDS)
2. Stone
3. Passchet
4. Laspyres
5. Tornquist

این شاخص را از طریق فرمول‌های زیر می‌توان محاسبه کرد:

$$\log p_t^s = \log p_t^* = \sum_{k=1}^n w_{kt} \log p_{kt} \quad ۱. \text{ شاخص قیمت استون:}$$

۲. شاخص قیمت پاشه (استون اصلاح شده):

$$\log p_t^p = \sum_{k=1}^n w_{kt} \log(p_{kt} / p_{k0}) = \log p_t^s - \sum_{k=1}^n w_{kt} \log p_{k0}$$

$$\log p_k^l = \sum_{k=1}^n w_{k0} \log p_{kt} \quad ۳. \text{ شاخص قیمت لاسپیرز:}$$

۴. شاخص قیمت تورن کوئیست (میانگین شاخص لاسپیرز و پاشه):

$$\log p_t^T = 0/5 \sum_{k=1}^n (w_{kt} + w_{k0}) \log \left(\frac{p_{kt}}{p_{k0}} \right) = 0/5 [\log p_t^p + \log(p_t^l / p_0^l)]$$

شایان ذکر است که تقریب خطی الگوی سیستم تقریباً ایده‌آل LA/AIDS را می‌توان به دو صورت ایستا و پویا مطرح کرد. دیتون و مولباور بیان کردند که فرم ایستا چون جنبه‌های پویای رفتار مصرف‌کننده را در نظر نمی‌گیرد ممکن است تشریحی کاملاً رضایت بخش از رفتار مصرف‌کننده ارائه ندهند، به همین دلیل در این مقاله از فرم تابعی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل پویا استفاده شده است که عبارت است از:

$$w_i = a_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log(y / p^*) + \phi w_{i-1} + u_i$$

برآورد تجربی حالات مختلف سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل نشان داده است که شکل پویای سیستم که در آن مخارج هر گروه کالایی با یک وقفه به عنوان متغیر توضیحی (ϕw_{i-1}) وارد مدل می‌شود مناسب‌تر است. این متغیر توضیحی اثر معادلات مصرف‌کنندگان طی سال‌های قبل را بر مصرف جاری نشان می‌دهد.

۳.۱. قیود حاکم بر سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل

برای اینکه نظریه تقاضا سازگار باشد باید قیدهایی را در الگو اعمال کنیم که عبارت‌اند از:

۱. قید جمع‌پذیری^۱؛ ۲. قید همگنی^۲؛ ۳. قید تقارن^۳؛ ۴. قید منفی بودن^۴.

1. adding up restriction
3. symmetry restriction

2. homogeneity restriction
4. negativity restriction

این قیدها به شرح زیر هستند:

$$1. \text{ قید جمع‌پذیری } \sum_{i=1}^n a_i = 1 \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 0$$

این قید به این مفهوم است که مجموع سهم‌های بودجه‌ای منظور شده برای کالاهای مختلف باید برابر با عدد یک شود که خود به خود در الگو تأمین می‌شود، ولی قیدهای دیگر را باید آزمود.

۲. قید همگنی

این قید به دلیل وجود توهم پولی آزمون می‌شود. در نظریه تقاضا گفته شده که تابع تقاضا نسبت به قیمت‌ها و مخارج همگن از درجه صفر است. بنابراین تأیید قید همگنی، به

$$\sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad \text{این قید عبارت است از:}$$

۳. قید تقارن

این قید شرط متقارن بودن جملات را در ماتریس اسلاستکی برآورد می‌کند. اعمال این قید شرط لازم برای محاسبه کشش‌های مارشالی و هیکسی است.

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad , \quad i \neq j$$

۴. قید منفی بودن

این قید از طریق محاسبه مقادیر ویژه ماتریس اسلاستکی برای هر تخمین قابل آزمون است و نمی‌توان آن را مانند سایر محدودیت‌ها که به تنهایی بر پارامترها اعمال می‌شوند تأمین کرد. روگیر در ۱۹۹۷ بیان کرد که می‌توان برای آزمون قید منفی بودن، فرضیه زیر را آزمود:

$$\begin{cases} H_0 : \gamma_{ii} = 0 \\ H_A : \gamma_{ii} > 0 \end{cases}$$

و به این طریق استدلال می‌شود که اگر فرضیه صفر رد شود کشش خود قیمتی (ϵ_{ii}) نمی‌تواند هم در فاصله (۱ و ۰) قرار بگیرد و هم همزمان غیر مثبت باشد، بنابراین در این حالت شرط منفی بودن به طور خودکار برقرار نیست. این آزمون را به راحتی می‌توان از طریق تخمین ols انجام داد.

۲.۳. محاسبه کشش‌ها در الگوی AIDS

با توجه به آنکه نمی‌توان تفسیرهای مستقیمی از پارامترهای الگوی AIDS داشت، باید کشش‌ها را محاسبه و سپس تفسیر کرد. برای محاسبه کشش‌های قیمتی (جبران شده و نشده) و کشش‌های مخارجی (درآمدی) فرمول‌های مختلفی توسط کالفانت (۱۹۸۷)، آلستون و گرین (۱۹۹۰)، مدافری و برورسن (۱۹۹۳) ارائه شده است. بیوزی در سال ۱۹۹۸ به مطالعه و بررسی منتقدانه این فرمول‌های ارائه شده پرداخت و ضمن بیان ایرادات آنها، بر اساس آزمایش‌های مونت کارلو توانست فرمول‌های اصلاح شده‌ای را برای محاسبه کشش‌ها ارائه کند. این فرمول‌ها به صورت زیر هستند:

۱. کشش قیمتی جبران نشده (مارشالی):

$$\varepsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \left[\gamma_{ij} - \beta_i (w_j + \sum_k \gamma_{kj} \log p_j) \right] / w_i$$

$$\varepsilon_{ij} = -\delta_{ij} \left(\frac{\gamma_{ij}}{w_i} \right) + w_j \quad ۲. کشش قیمتی جبرانی (هیکسی):$$

$$\eta_i = 1 + \left(\frac{\beta_i}{w_i} \right) \quad ۳. کشش مخارج (درآمدی):$$

$$\delta_{ij} = 1 + \frac{\gamma_{ij}}{w_i w_j}, i \neq j \quad ۴. کشش جانشینی آلن:$$

از این کشش برای به دست آوردن شدت رابطه جانشینی و مکملی کالاها استفاده می‌شود. اگر $\delta_{ij} > 0$ باشد، رابطه جانشینی قوی و اگر $\delta_{ij} < 0$ باشد، رابطه مکمل قوی بین کالاها وجود دارد.

۳.۳. اندازه‌گیری اثرات رفاهی تغییرات قیمتی در الگوی AIDS

به منظور اندازه‌گیری اثرات رفاهی ناشی از اصلاح قیمتی که غالباً از تعدیل یا کاهش یارانه‌ها به دست می‌آید، توابع شاخص‌های رفاهی برای سیستم تقاضای ایده‌آل استخراج می‌شود. برای این کار ابتدا باید توابع درآمد معادل، تغییرات جبرانی، شاخص درست هزینه زندگی را برای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل یافت و سپس از دو معیار CV و EV برای اندازه‌گیری آثار رفاهی منفی ناشی از سطح قیمت‌ها بر مصرف‌کنندگان استفاده شود و

برای اینکه بتوان تغییرات رفاهی را از طریق این دو معیار محاسبه کرد باید معادلات آنها را در الگوی AIDS به دست آورد.

معیار تغییرات جبرانی (CV) عبارت از حداقل مقداری است که به مصرف کننده به دلیل افزایش قیمت داده می شود تا بتواند به همان سطح مطلوبیت قبلی دست یابد. لذا می توان نوشت:

$$CV = \exp \left[A_1 + \prod_{i=1}^n (p_i^1 / p_i^0)^{\beta_i} \cdot (\log c(u^0, p^0) - A_0) \right] - C(u^0, p^0)$$

که در رابطه فوق A_0 و A_1 به ترتیب برابرند با:

$$A_0 = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i \log p_i^0 + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_i^0 \log p_j^0$$

$$A_1 = a_0 - \sum_{i=1}^n a_i \log p_i^1 + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_i^1 \log p_j^1$$

همچنین معیار EV نیز گویای میزان مبلغی است که از مصرف کننده گرفته می شود (مصرف کننده می پردازد) تا بتواند در همان سطح مطلوبیت قبلی بماند. بنابراین EV را می توان به شکل زیر نشان داد:

$$EV = e(u^1, p^1) - \exp \left[A_0 + \prod_{i=1}^n (p_i^1 / p_i^0)^{\beta_i} \cdot (\log(u^1, p^1) - A_1) \right]$$

که در این رابطه نیز A_0 و A_1 همان مقادیری هستند که در رابطه CV تعریف شده اند. در این مقاله با توجه به روابط فوق و اطلاعات مربوط به ضریب درآمدی برآورده شده در سیستم معادلات LA/AIDS این شاخص های رفاهی محاسبه خواهند شد.

۴. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج

فرم تابعی مناسب، نوع شاخص ها، تعداد داده ها و روش تخمین مناسب، هر یک به نوبه خود در به دست آوردن تخمین های دقیق و بدون تورش از سیستم تقاضای تقریباً ایده آل AIDS مؤثر هستند. در این تحقیق از فرم تابعی سیستم تقاضای تقریباً ایده آل خطی پویا و شاخص استون (به دلیل سادگی محاسبه و همچنین خطی سازی مدل از این شاخص استفاده شده است) و فرمول های کشش قیمتی و درآمدی ارائه شده در قسمت های قبل

استفاده شده است. در ادامه به نوع داده‌ها و روش تخمین و تجزیه و تحلیل نتایج تخمین پرداخته شده است.

۱.۴. بررسی داده‌های مورد استفاده در مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی پویا
به منظور بررسی آثار تغییر قیمت بر تخصیص کالاهای اساسی سبد مصرفی، به اطلاعات و داده‌های خرد از بودجه خانوار نیاز است و در این مطالعه سعی شده با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۸ این آثار قیمتی بررسی شود.
در اطلاعات بودجه خانوار، هزینه مکالمات تلفن ثابت زیر گروهی از گروه ارتباطات است، به همین دلیل مخارج تلفن از مخارج گروه کالایی ارتباطات جدا شده است و سایر گروه‌های کالایی مانند خوراک و آشامیدنی‌ها، مسکن، حمل و نقل، سایر ارتباطات و همچنین سایر گروه‌های کالایی جمع‌آوری شده‌اند.

۲.۴. روش برآورد مدل

در تقریب مدل خطی AIDS، از روش رگرسیون معادلات به ظاهر نامرتبط (SUR)^۱ استفاده شده است. یکی از مهم‌ترین موارد به کارگیری مدل‌های SUR در اقتصاد، تخمین سیستم‌های معادلات تقاضا و نیز توابع هزینه ترانسلوگ است. دلیل آن این است که میان جزءاخلال معادلات سهم مخارج همبستگی وجود دارد لذا در این روش بدین گونه عمل شده که یکی از معادلات تقاضا را از دستگاه معادلات کنار گذاشته و پارامترهای سایر معادلات را تخمین زده و سپس پارامترهای مربوط به معادله کنار گذاشته شده بر مبنای قید جمع پذیری بر حسب سایر پارامترها برآورد می‌شود. از آنجا که بر حسب قید جمع پذیری مجموع سهم‌ها برابر یک است نوع معادله حذف شده مهم نیست و این کار به دلخواه انجام می‌گیرد.

روش تخمین تکراری زلنر^۲ به عنوان برآوردگری کارا برای این سیستم معادلات ارائه شده و به عقیده زلنر مانند روش حداکثر درستنمایی در سیستم معادلات خطی عمل می‌کند.

1. Seemingly Unrelated Regression (SUR)
2. Iterative Zellner Estimation (IZE)

در مطالعه حاضر ابتدا پیش از برآورد مدل، قیود کلاسیک تقاضا آزمون و سپس مدل با اعمال قیود برآورد می شود. همچنین پیش از آزمون قیود کلاسیک و برآورد الگو لازم است مانایی متغیرهای الگو و آزمون هم انباشتگی مدل و سپس آزمون محدودیت های همگنی، تقارن و منفی بودن بررسی شود و در انتها، تجزیه و تحلیل نتایج، محاسبه کشش های قیمتی، جانشینی، درآمدی و رفاهی بیان می گردد.

۳.۴. بررسی مانایی و همجمعی در مدل LA/ AIDS

بررسی پایایی متغیرها در تحلیل های سری زمانی جایگاه ویژه ای دارد و ادبیات گسترده ای را شامل می شود. به کارگیری روش های سنتی و معمول اقتصاد سنجی در برآورد ضرایب الگو با استفاده از داده های سری زمانی بر این فرض استوار است که متغیرهای الگو مانا هستند. یک متغیر سری زمانی، در صورتی ماناست که میانگین، واریانس و ضرایب خود همبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند. اگر متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در برآورد ضرایب الگو نامانا باشند، ممکن است هیچ رابطه با معنی بین الگو وجود نداشته باشد. با استفاده از روش همجمعی، می توان رگرسیون را بدون نگرانی از کاذب بودن، بر اساس سطح متغیرهای سری زمانی برآورد کرد. از آنجا که آزمون ADF به شدت تحت تأثیر عرض از مبدأ و روند قرار دارد در بسیاری از موارد نتایج اریبی ارائه می نماید لذا در این تحقیق، متغیرهای مورد نظر با استفاده از آزمون $KPSS^1$ ، سنجیده شده اند. فرضیه H_0 در آزمون $KPSS$ چنین تعریف می شود:

$$\begin{cases} H_0 : \delta_{\varepsilon}^2 = 0 \Rightarrow y_t \approx I(0) \\ H_1 : \delta_{\varepsilon}^2 > 0 \Rightarrow y_t \approx I(1) \end{cases}$$

(۱۹۹۲) $KPSS$ در مقایسه با سایر آزمون های ریشه واحد متفاوت می باشد است، زیرا در فرضیه H_0 فرض می شود متغیر Y_t ایستاست. همچنین آماره $KPSS$ مبتنی بر جزء خطاها طراحی شده است.

1. Kwiatkowski , Philips , Schmidt , Shin

آماره LM در این آزمون به صورت زیر تعریف شده است:

$$LM = \frac{\sum_t S^2(t)}{T^2 f_0} = \frac{\sum_t S^2(t)}{\hat{\lambda}^2}$$

که f_0 یک برآوردگر اسپکتروم جزء خطا تحت فرکانس صفر است و $S(t)$ تابع تجمعی جزء خطا است.

$$S(t) = \sum_{r=1}^t \hat{u}_r$$

که $\hat{u}_t$ جزء پسماند رگرسیون y_t و $\hat{\lambda}^2 = T^2 f_0$ (که به صورت $\hat{\lambda}^2$ تعریف می شود) برآوردگر سازگار واریانس بلند مدت u_t است. نتایج حاصل از این آزمون در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. آزمون KPSS در سطح اطمینان ۹۵٪

نتیجه در سطح معنی داری ۵٪	سطح معنی داری			B(f,c,t)	آماره آزمون	متغیر
	سطح ۱۰٪	سطح ۵٪	سطح ۱٪			
نامانا	۰/۱۱۹	۰/۱۴۶	۰/۲۱۶	B(6,c,t)	۰/۲۷۸۲	S_{ts}
نامانا	۰/۱۱۹	۰/۱۴۶	۰/۲۱۶	B(6,c,t)	۰/۲۶۹۰	S_{se}
مانا	۰/۱۱۹	۰/۱۴۶	۰/۲۱۶	B(5,c,t)	۰/۱۴۴۷	S_h
مانا	۰/۱۱۹	۰/۱۴۶	۰/۲۱۶	B(5,c,t)	۰/۰۷۹۴	S_{kh}
مانا	۰/۱۱۹	۰/۱۴۶	۰/۲۱۶	B(5,c,t)	۰/۰۸۳۲	S_{mas}
نامانا	۰/۱۱۹	۰/۱۴۶	۰/۲۱۶	B(4,c,t)	۰/۱۷۳۰	S_{sk}
نامانا	۰/۱۱۹	۰/۱۴۶	۰/۲۱۶	B(6,c,t)	۰/۲۷۲۸	$\log(P_{ts})$
نامانا	۰/۱۱۹	۰/۱۴۶	۰/۲۱۶	B(6,c,t)	۰/۲۷۱۱	$\log(P_{se})$
نامانا	۰/۱۱۹	۰/۱۴۶	۰/۲۱۶	B(6,c,t)	۰/۲۷۶۴	$\log(P_h)$
نامانا	۰/۱۱۹	۰/۱۴۶	۰/۲۱۶	B(6,c,t)	۰/۲۳۹۹	$\log(P_{kh})$
نامانا	۰/۱۱۹	۰/۱۴۶	۰/۲۱۶	B(6,c,t)	۰/۲۷۲۵	$\log(P_{mas})$
نامانا	۰/۱۱۹	۰/۱۴۶	۰/۲۱۶	B(6,c,t)	۰/۲۴۵۲	$\log(P_{sk})$
نامانا	۰/۱۱۹	۰/۱۴۶	۰/۲۱۶	B(6,c,t)	۰/۲۴۱۷	$\log(Y/P)$

$KPSS(f_0, c, t)$ گویای مشخصات KPSS است. که به ترتیب پهنای باند (f_0)، عرض از مبدأ (c) و روند (t) است، که f_0 با روش بارتلت کرنل محاسبه شده است.

۴.۴. بررسی وجود بردار همجمعی (هم انباشتگی) در معادلات تقاضا

هنگامی که دو یا چند متغیر سری زمانی بر اساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده می شوند تا یک رابطه تعادلی بلند مدت را شکل دهند، ممکن است این سری های زمانی دارای روندی تصادفی باشند (نامانا باشند)، اما در طی زمان یکدیگر را به خوبی دنبال می کنند به گونه ای که رابطه خطی بین آنها با ثبات (مانا) است و مفهوم اقتصادی همجمعی (هم انباشتگی) پدید می آید.

نتیجه این بررسی نشان می دهد که تمامی سیستم معادلات تحقیق جاری دارای بردار همجمعی (هم انباشتگی) است. در جدول ۲ مشاهده می شود که بر مبنای هر دو معیار λ_{trace} و λ_{max} حداقل ۱۰ بردار همجمعی (هم انباشتگی) در سطح پنج درصد وجود دارد.

جدول ۲. آزمون هم جمعی سیستم معادلات به وسیله λ_{trace}

تعداد برداردها	مقادیر ویژه	آماره تریس	مقدار بحرانی ۰.۰۵	مقدار احتمال
صفر	۰/۹۶۷۸	۸۶۰/۵۹	۲۸۵/۱۴	۰/۰۰۰۰
۱ حداکثر	۰/۸۸۳۲	۶۱۶/۴۷	۲۳۹/۲۳	۰/۰۰۰۰
۲ حداکثر	۰/۷۹۷۲	۴۶۳/۹۷	۱۹۷/۳۷	۰/۰۰۰۱
۳ حداکثر	۰/۶۸۲۵	۳۵۰/۶۷	۱۵۹/۵۲	۰/۰۰۰۰
۴ حداکثر	۰/۶۱۱۰	۲۶۹/۲۰	۱۲۵/۶۱	۰/۰۰۰۰
۵ حداکثر	۰/۵۵۲۳	۲۰۲/۱۵	۹۵/۷۵	۰/۰۰۰۰
۶ حداکثر	۰/۵۰۴۶	۱۴۵/۰۸	۶۹/۸۱	۰/۰۰۰۰
۷ حداکثر	۰/۴۳۴۱	۹۵/۱۹	۴۷/۸۵	۰/۰۰۰۰
۸ حداکثر	۰/۳۰۵۳	۵۴/۷۶	۲۹/۷۹	۰/۰۰۰۰
۹ حداکثر	۰/۲۳۰۴	۲۸/۸۹	۱۵/۴۹	۰/۰۰۰۲
۱۰ حداکثر	۰/۱۳۵۰	۱۰/۲۹	۳/۸۴	۰/۰۰۱۳

جدول ۳. آزمون هم جمعی سیستم معادلات بوسیله $\lambda_{\max}$

تعداد برداردها	مقادیر ویژه	مقدار آماره حداکثر	مقدار بحرانی ۰.۰۵	مقدار احتمال
صفر	۰/۹۶۷۸	۲۴۴/۱۲	۷۰/۵۳	۰/۰۰۰۱
۱ حداکثر	۰/۸۸۳۲	۱۵۲/۴۹	۶۴/۵۰	۰/۰۰۰۰
۲ حداکثر	۰/۷۹۷۲	۱۱۳/۳۰	۵۸/۴۳	۰/۰۰۰۰
۳ حداکثر	۰/۶۸۲۵	۸۱/۴۷	۵۲/۳۶	۰/۰۰۰۰
۴ حداکثر	۰/۶۱۱۰	۶۷/۰۵	۴۶/۲۳	۰/۰۰۰۰
۵ حداکثر	۰/۵۵۲۳	۵۷/۰۷	۴۰/۰۷	۰/۰۰۰۲
۶ حداکثر	۰/۵۰۴۶	۴۹/۸۸	۳۳/۸۷	۰/۰۰۰۲
۷ حداکثر	۰/۴۳۴۱	۴۰/۴۳	۲۷/۵۸	۰/۰۰۰۶
۸ حداکثر	۰/۳۰۵۳	۲۵/۸۷	۲۱/۱۳	۰/۰۰۹۹
۹ حداکثر	۰/۲۳۰۴	۱۸/۵۹	۱۴/۲۶	۰/۰۰۹۷
۱۰ حداکثر	۰/۱۳۵۰	۱۰/۲۹	۳/۸۴	۰/۰۰۱۳

۵.۴. آزمون قیود کلاسیک تقاضا

همان طور که بیان شد، ضرایب مدل غیر مقید به دلیل اینکه فروض کلاسیک تقاضا در آن اعمال نشده است قابل اتکا نیست. بر این اساس ابتدا لازم است قیود کلاسیک تقاضا در سیستم معادلات، آزمون و در صورت رد، قیود در مدل اعمال شود و با ضرایب به دست آمده مبتنی بر قیود اعمال شده به تحلیل کشش‌ها پرداخت.

در این قسمت قیود کلاسیک تقاضا در مدل مورد مطالعه، آزمون و نتایج در جداول ۴ و ۵ ارائه شده است.

الف. آزمون فرضیه همگنی بر اساس آزمون والد^۱ برای تک تک معادلات انجام شده است. به کمک این آزمون، وجود یا عدم وجود توهم پولی مصرف کنندگان قابل بررسی است. رد فرضیه همگنی حاکی از وجود توهم پولی است. نتایج آزمون این فرضیه برای هر کدام از معادلات در جدول ۴ آمده است.

1. Wald

جدول ۴. آزمون قید همگنی ($\sum_j \gamma_{ij} = 0$)

سیستم معادلات	مدل	فرضیه صفر	کای دو	مقدار احتمال	نتیجه
سیستم معادلات	تلفن ثابت	$C_{11} + C_{12} + C_{13} + C_{14} + C_{15} = 0$	۲/۷۱۰۲	۰/۰۹۹۷	پذیرفته می شود
	سایر ارتباطات	$C_{12} + C_{22} + C_{23} + C_{24} + C_{25} = 0$	۰/۷۷۶۳	۰/۳۷۸۳	پذیرفته می شود
	حمل و نقل	$C_{13} + C_{23} + C_{33} + C_{34} + C_{35} = 0$	۰/۰۲۷۱	۰/۸۶۹۰	پذیرفته می شود
	خوراک	$C_{14} + C_{24} + C_{34} + C_{44} + C_{45} = 0$	۰/۲۲۷۶	۰/۶۳۳۳	پذیرفته می شود
	مسکن	$C_{15} + C_{25} + C_{35} + C_{45} + C_{55} = 0$	۳/۵۹۵۲	۰/۰۵۷۹	پذیرفته می شود

ب. فرضیه تقارن را نمی توان مانند فرضیه همگنی برای تک تک معادلات آزمون نمود. بنابراین باید بر آزمون درستنمایی (LR) نمونه های بزرگ برای کل سیستم تأکید کرد. نتایج حاصل از این آزمون در جدول ۵ برای هر کدام از سیستم ها نشان داده شده است.

جدول ۵. آزمون تقارن ضرایب ($\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$) در سیستم معادلات

سیستم معادلات	فرضیه صفر	کای دو	مقدار احتمال	نتیجه
سیستم معادلات	$C_{12} = C_{21}$	۱/۲۲۶۱	۰/۲۶۸۲	پذیرفته می شود
	$C_{13} = C_{31}$	۰/۴۰۴۴	۰/۵۲۴۸	پذیرفته می شود
	$C_{14} = C_{41}$	۱/۳۶۶۷	۰/۲۴۲۴	پذیرفته می شود
	$C_{15} = C_{51}$	۰/۱۱۷۷	۰/۷۳۱۵	پذیرفته می شود
	$C_{23} = C_{32}$	۲/۱۹۰۵	۰/۱۳۸۹	پذیرفته می شود
	$C_{24} = C_{42}$	۲/۰۴۳۲	۰/۱۵۲۹	پذیرفته می شود
	$C_{25} = C_{52}$	۰/۳۹۹۴	۰/۵۲۷۴	پذیرفته می شود
	$C_{34} = C_{43}$	۰/۲۹۶۲	۰/۵۸۶۳	پذیرفته می شود
	$C_{35} = C_{53}$	۰/۷۹۰۲	۰/۳۷۴۰	پذیرفته می شود

با توجه به این جدول شرط تقارن در تمام سیستم معادلات پذیرفته شده است.

۶.۴. برآورد سیستم معادلات مقید AIDS

در این بخش، سیستم معادلات مقید به گونه‌ای که با اعمال قید تقارن بر ضرایب و همچنین اعمال قید همگنی در معادلاتی که $\sum_i \gamma_{ij} = 0$ نقض شده است، برآورد شده‌اند. شایان ذکر است که با اعمال قید جمعی، ضرایب مربوط به پارامترهای گروه "سایر کالاها" محاسبه شده است.

تصریح فرم تبعی پس از اعمال قیود چنین است:

$$S_{ts} = c_{10} + c_{11} \log(P_{ts}) + c_{12} \log(P_{se}) + c_{13} \log(P_h) + c_{14} \log(P_{kh}) + c_{15} \log(P_{mas}) + (-c_{11} - c_{12} - c_{13} - c_{14} - c_{15}) \log(P_{sk}) + c_{16} \log\left(\frac{Y}{P}\right) + c_{17} S_{ts}(-4) + c_{18} Dum$$

$$S_{se} = c_{20} + c_{12} \log(P_{ts}) + c_{22} \log(P_{se}) + c_{23} \log(P_h) + c_{24} \log(P_{kh}) + c_{25} \log(P_{mas}) + (-c_{12} - c_{22} - c_{23} - c_{24} - c_{25}) \log(P_{sk}) + c_{26} \log\left(\frac{Y}{P}\right)$$

$$S_h = c_{30} + c_{13} \log(P_{ts}) + c_{23} \log(P_{se}) + c_{33} \log(P_h) + c_{34} \log(P_{kh}) + c_{35} \log(P_{mas}) + (-c_{13} - c_{23} - c_{33} - c_{34} - c_{35}) \log(P_{sk}) + c_{36} \log\left(\frac{Y}{P}\right) + c_{37} S_h(-4)$$

$$S_{kh} = c_{40} + c_{14} \log(P_{ts}) + c_{24} \log(P_{se}) + c_{34} \log(P_h) + c_{44} \log(P_{kh}) + c_{45} \log(P_{mas}) + (-c_{14} - c_{24} - c_{34} - c_{44} - c_{45}) \log(P_{sk}) + c_{46} \log\left(\frac{Y}{P}\right) + c_{47} S_{kh}(-4) + [AR(1) = c_{444}]$$

$$S_{mas} = c_{50} + c_{15} \log(P_{ts}) + c_{25} \log(P_{se}) + c_{35} \log(P_h) + c_{45} \log(P_{kh}) + c_{55} \log(P_{mas}) + (-c_{15} - c_{25} - c_{35} - c_{45} - c_{55}) \log(P_{sk}) + c_{56} \log\left(\frac{Y}{P}\right)$$

در مدل فوق:

P_{se} : شاخص قیمت سایر ارتباطات	S_{ts} : سهم مخارج مکالمات تلفن ثابت از کل مخارج
P_h : شاخص قیمت حمل و نقل	S_{se} : سهم مخارج سایر ارتباطات از کل مخارج
P_{kh} : شاخص قیمت گروه خوراک و آشامیدنی‌ها	S_h : سهم مخارج حمل و نقل از کل مخارج
P_{mas} : شاخص قیمت گروه مسکن	S_{kh} : سهم مخارج خوراک و آشامیدنی‌ها از کل مخارج

S_{mas} : سهم مخارج مسکن از کل مخارج
 (Y/P) : مخارج واقعی با استفاده از شاخص قیمتی استون
 P_{ts} : شاخص قیمت مکالمات تلفن ثابت
 Dum : متغیر مجازی از زمان ورود تلفن همراه به کشور

نتایج معادلات برازش شده سیستم معادلات LAIDS مقید، در پیوست ارائه شده است. نتایج برآوردی مبین خوبی برازش مدل و عدم خود همبستگی در معادلات برآوردی است. اکنون با توجه به معادلات مقید برآورد شده می توان کشش های درآمدی و قیمتی گروه های کالایی را محاسبه کرد.

۷.۴. سنجش کشش های مارشالی مدل مقید

کشش های قیمت خودی جبران نشده کالفنت محاسبه شده، مربوط به هر یک از گروه های کالایی در جدول ۶ آورده شده است. این کشش ها با استفاده از توابع تقاضای معمولی استخراج می شوند. با بررسی کشش های قیمتی مشاهده می شود که کشش قیمتی تقاضا در تمامی گروه های کالایی منفی بوده و در هیچ یک از گروه ها، قانون تقاضا نقض نشده است. با بررسی جدول ۶ آشکار می شود که حساسیت زیادی نسبت به تغییرات شاخص قیمت مسکن، سایر ارتباطات و سایر کالاها وجود دارد به گونه ای که کشش قیمتی این سه گروه به ترتیب $-۱/۰۷$ ، $-۲/۵۹$ و $-۱/۳۲$ است.

جدول ۶. کشش مارشالی کالفنت LAIDS با اعمال قید تقارن اسلاتسکی، همگنی و جمعی

گروه های کالایی	میانگین سهم کالاها	ضریب درآمدی	ضریب خود قیمتی	کشش قیمتی
مکالمات تلفن ثابت	۰/۰۱۴	۰/۰۰۴۵	۰/۰۰۹۳	-۰/۳۴
سایر ارتباطات	۰/۰۰۷	۰/۰۲۶۱	-۰/۰۱۱۱	-۲/۵۹
حمل	۰/۱۰۳	۰/۰۱۹۷	۰/۰۴۵۵	-۰/۵۸
خوراک	۰/۲۷۷	-۰/۰۳۴۰	۰/۰۷۹۲	-۰/۶۸
مسکن	۰/۲۸۶	-۰/۰۱۸۷	-۰/۰۲۴۵	-۱/۰۷
سایر کالاها	۰/۳۱۳	-۰/۰۰۲۰	-۰/۰۹۸۰	-۱/۳۲

منبع: نتایج پژوهش جاری

شایان ذکر است که کشش قیمتی تلفن حدود ۰/۳۴- است و چون قدر مطلق این کشش نسبت به سایر گروه‌های کالایی کمتر است، افزایش قیمت مکالمات تلفن، کمترین کاهش مصرف را خواهد داشت.

کوچک بودن سهم هزینه مکالمات تلفن ثابت در بودجه خانوار (۱/۵ درصد) را می‌توان از دلایل پایین بودن کشش قیمتی تقاضای آن عنوان نمود.

۸.۴. سنجش کشش‌های درآمدی مدل مقید

نتایج محاسبه کشش‌های درآمدی گروه‌های کالایی مورد بررسی در جدول ۷ ارائه شده است. البته باید توجه داشت که طبقه بندی کالاها (ضروری و لوکس) در هر الگوی AIDS بر اساس علامت ضریب مخارج واقعی (Bi) صورت می‌گیرد.

با توجه به جدول برآوردها مشاهده می‌شود که خوراک و مسکن، یک کالای ضروری است. نکته حائز اهمیت در این اعداد، کشش درآمدی تلفن ثابت است، چنانچه مشاهده می‌شود کشش درآمدی مربوط به این گروه و همچنین گروه سایر ارتباطات بزرگتر از ۱ می‌باشد و بدین معنی است که این دو گروه کالایی، لوکس هستند.

جدول ۷. کشش درآمدی کالفت AIDS با اعمال قید تقارن اسلاتسکی

گروه‌های کالایی	میانگین سهم کالاها	ضریب درآمدی	کشش درآمدی	نوع کالا
مکالمات تلفن ثابت	۰/۰۱۴	۰/۰۰۴۵	۱/۳۱۷۰	لوکس
سایر ارتباطات	۰/۰۰۷	۰/۰۲۶۱	۴/۶۷۸۰	لوکس
حمل	۰/۱۰۳	۰/۰۱۹۷	۱/۱۹۱۷	لوکس
خوراک	۰/۲۷۷	-۰/۰۳۴۰	۰/۸۷۷۲	ضروری
مسکن	۰/۲۸۶	-۰/۰۱۸۷	۰/۹۳۴۴	ضروری
سایر کالاها	۰/۳۱۳	-۰/۰۰۲۰	۱/۰۰۷۴	عادی

منبع: نتایج پژوهش جاری

اکنون براساس روابط فوق و اطلاعات مربوط به ضریب درآمدی برآورد شده در سیستم معادلات LAIDS می‌توان شاخص‌های رفاهی را محاسبه نمود.

۹.۴. شاخص‌های رفاهی

در این بخش، تأثیر افزایش قیمت مکالمات تلفن ثابت بر رفاه خانوارهای شهری بررسی می‌شود. برای نیل به این هدف لازم است که شاخص‌های رفاهی در شرایط پیش و پس از افزایش قیمت‌ها بررسی گردند. به عبارت دیگر، هدف آن است که مشخص شود اگر سیاست افزایش ۲۰ درصدی قیمت مکالمات تلفن اجرا گردد و در نتیجه به دلیل اثرات تقاطعی بازارها در اقتصاد، شاخص قیمت سایر ارتباطات نیز همزمان ۱۰ درصد افزایش یابد، خانوارهای شهری چه هزینه رفاهی را متحمل خواهند گردید.

نتایج شاخص EV نشان می‌دهد که اگر سیاست افزایش قیمت اجرا نشود و به جای آن مبلغ ۴,۱۲۹,۷۴۸ ریال از خانوارها گرفته شود به مطلوبیت ثانویه پس از تغییر قیمت دست خواهند یافت.

نتایج شاخص CV نشان می‌دهد که اگر سیاست افزایش قیمت مکالمات تلفن و سایر ارتباطات اجرا شود، باید حداقل مبلغی معادل ۴,۳۲۳,۰۰۹ ریال به خانوارها داده شود تا به سطح مطلوبیت اولیه‌ای که پیش از تغییر قیمت‌ها داشته‌اند دست یابند.

۵. نتیجه‌گیری

در این مقاله، بر اساس یافته‌های تجربی، رفتار مصرف‌کننده‌های تلفن ثابت در کشور تجزیه و تحلیل شده است. با تخمین تابع تقاضای مشترکان تلفن ثابت توسط سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی پویا نتایج زیر به دست آمده است:

۱. تغییرات در مخارج واقعی از طریق ضرایب B_i قابل بیان است (لوکس $B_i > 0$ و ضروری $B_i < 0$) که با توجه به نتایج محاسبه شده گروه کالایی، خوراک و مسکن، کالایی ضروری، و سایر گروه‌ها کالایی لوکس می‌باشند و تلفن ثابت جزء کالاهای لوکس طبقه بندی می‌شود.

۲. با بررسی کشش‌های قیمتی مشاهده شد که کشش قیمتی تقاضا در تمامی گروه‌های کالایی منفی بوده و در هیچ یک از گروه‌ها قانون تقاضا نقض نشده است. با بررسی کشش‌ها مشخص شد که حساسیت زیادی نسبت به تغییرات شاخص قیمت مسکن،

سایر ارتباطات و سایر کالاها وجود دارد به گونه‌ای که کشش قیمتی این سه گروه به ترتیب ۱/۰۷-، ۲/۵۹- و ۱/۳۲- و کشش قیمتی تلفن ثابت حدود ۰/۳۴- است و از آن جایی که قدر مطلق این کشش نسبت به سایر گروه‌های کالایی کمتر است، افزایش قیمت مکالمات تلفن نسبت به افزایش قیمت در این گروه‌ها، کاهش مصرف کمتری خواهد داشت.

۳. با توجه به محاسبه شاخص‌های رفاهی به بررسی این موضوع پرداخته شد که چنانچه قیمت مکالمات تلفن ثابت افزایش یابد چه تأثیر رفاهی بر رفاه خانوارها خواهد داشت. نتایج شاخص EV نشان می‌دهد که اگر سیاست افزایش قیمت اجرا نشده و به جای آن مبلغ ۴,۱۲۹,۷۴۸ ریال از خانوارها گرفته شود به مطلوبیت ثانویه پس از تغییر قیمت دست خواهند یافت.

۴. همین طور معیار CV نشان می‌دهد که اگر سیاست افزایش قیمت مکالمات تلفن و سایر ارتباطات اجرا شود، باید حداقل مبلغی معادل ۴,۳۲۳,۰۰۹ ریال به خانوارها داده شود تا به سطح مطلوبیت اولیه‌ای که پیش از تغییر قیمت‌ها داشته‌اند دست یابند.

۵. با توجه به اینکه کشش قیمتی کالای تلفن ثابت در این تحقیق ۰/۳۴- محاسبه شده است، لذا افزایش قیمت خدمات تلفن ثابت، میزان تقاضای خدمات تلفن ثابت را کمتر از رشد قیمت، کاهش خواهد داد و لذا اپراتورها می‌توانند با افزایش قیمت این خدمات، درآمد خود را افزایش دهند.

۶. پیوست - مدل رگرسیونی مقید LAIDS

System: SYS02

Estimation Method: Seemingly Unrelated Regression

Date: 05/18/12 Time: 11:35

Sample: 1370Q1 1388Q4

Included observations: 76

Total system (unbalanced) observations 367

Iterate coefficients after one-step weighting matrix

Convergence achieved after: 1 weight matrix, 28 total coef iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(10)	-0.062318	0.024693	-2.523749	0.0121
C(11)	0.009388	0.002561	3.664965	0.0003
C(12)	-0.004552	0.001277	-3.563989	0.0004
C(13)	0.011319	0.005693	1.988111	0.0476
C(14)	-0.007679	0.003931	-1.953470	0.0516
C(15)	0.003623	0.003641	0.995122	0.3204
C(16)	0.004507	0.001688	2.669682	0.0080
C(17)	0.177284	0.162172	1.093184	0.2751
C(18)	0.003174	0.001539	2.062023	0.0400
C(20)	-0.341932	0.048916	-6.990204	0.0000
C(22)	-0.011141	0.001641	-6.788241	0.0000
C(23)	0.000467	0.005909	0.079051	0.9370
C(24)	0.006085	0.002561	2.375498	0.0181
C(25)	-0.009657	0.003479	-2.775773	0.0058
C(26)	0.026163	0.003824	6.841053	0.0000
C(30)	-0.257211	0.081355	-3.161589	0.0017
C(33)	0.045532	0.030018	1.516831	0.1302
C(34)	-0.035564	0.019323	-1.840457	0.0666
C(35)	0.004564	0.011537	0.395593	0.6927
C(36)	0.019778	0.005224	3.785790	0.0002
C(37)	0.507918	0.082900	6.126879	0.0000
C(40)	0.727625	0.123090	5.911334	0.0000
C(44)	0.079255	0.031478	2.517770	0.0123
C(45)	-0.041059	0.017588	-2.334512	0.0202
C(46)	-0.033996	0.006565	-5.178461	0.0000
C(47)	0.274160	0.114965	2.384713	0.0176
C(444)	0.481050	0.114570	4.198743	0.0000
C(50)	0.569611	0.068532	8.311664	0.0000
C(55)	-0.024594	0.017658	-1.392781	0.1646
C(56)	-0.018757	0.004261	-4.401485	0.0000

Determinant residual covariance		6.09E-24	
Equation: STS=C(10)+C(11)*LPTS+C(12)*LPSE+C(13)*LPH+C(14)*LPKH +C(15)*LPMAS+(-C(11)-C(12)-C(13)-C(14)-C(15))*LPSK+C(16)*LMP +C(17)*STS(-4)+C(18)*DUM			
Observations: 72			
R-squared	0.872860	Mean dependent var	0.014624
Adjusted R-squared	0.856715	S.D. dependent var	0.003060
S.E. of regression	0.001158	Sum squared resid	8.45E-05
Durbin-Watson stat	2.089657		
Equation: SSE=C(20)+C(12)*LPTS+C(22)*LPSE+C(23)*LPH+C(24)*LPKH +C(25)*LPMAS+(-C(12)-C(22)-C(23)-C(24)-C(24))*LPSK+C(26)*LMP			
Observations: 76			
R-squared	0.941148	Mean dependent var	0.007113
Adjusted R-squared	0.936030	S.D. dependent var	0.008737
S.E. of regression	0.002210	Sum squared resid	0.000337
Durbin-Watson stat	1.268592		
Equation: SH=C(30)+C(13)*LPTS+C(23)*LPSE+C(33)*LPH+C(34)*LPKH +C(35)*LPMAS+(-C(13)-C(23)-C(33)-C(34)-C(35))*LPSK+C(36)*LMP +C(37)*SH(-4)			
Observations: 72			
R-squared	0.803915	Mean dependent var	0.104838
Adjusted R-squared	0.782468	S.D. dependent var	0.021106
S.E. of regression	0.009844	Sum squared resid	0.006202
Durbin-Watson stat	1.471498		
Equation: SKH=C(40)+C(14)*LPTS+C(24)*LPSE+C(34)*LPH+C(44)*LPKH +C(45)*LPMAS+(-C(14)-C(24)-C(34)-C(44)-C(45))*LPSK+C(46)*LMP +C(47)*SKH(-4)+[AR(1)=C(444)]			
Observations: 71			
R-squared	0.921757	Mean dependent var	0.273823
Adjusted R-squared	0.911661	S.D. dependent var	0.033645
S.E. of regression	0.010000	Sum squared resid	0.006200
Durbin-Watson stat	1.746428		
Equation: SMAS=C(50)+C(15)*LPTS+C(25)*LPSE+C(35)*LPH+C(45) *LPKH+C(55)*LPMAS+(-C(15)-C(25)-C(35)-C(45)-C(55))*LPSK+C(56) *LMP			
Observations: 76			
R-squared	0.620437	Mean dependent var	0.285850
Adjusted R-squared	0.587432	S.D. dependent var	0.028222
S.E. of regression	0.018127	Sum squared resid	0.022673
Durbin-Watson stat	1.105425		

۷. منابع

- پورپرتوی، طاهر؛ اسداله جلال آبادی (۱۳۸۴)، "تخمین تابع تقاضای مکالمات تلفن بین‌الملل"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۴.
- شیخان، منصور؛ اسماعیل کلانتری (۱۳۸۷)، "تخمین تعداد مشترکین سرویس‌های مخابراتی در کشور برای سال‌های آتی"، *نشریه مهندسی برق و مهندسی کامپیوتر/ایران*، شماره ۲.
- شیخان، منصور؛ اسماعیل کلانتری (۱۳۸۷)، "برآورد بازار تجهیزات سوئیچ شبکه تلفنی ثابت کشور با ملاحظات گذار به NGN براساس پیش‌بینی مدل کاب-داگلاس برای تقاضا"، *استقلال*، شماره ۱.
- فراهانی، طیه (۱۳۸۷)، "جایگزینی و رقابت بین تلفن همراه و ثابت: یک مطالعه تجربی در ایران"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۴، شماره ۱.
- Alston Julian M, Foster Kenneth A, Green Richard D (1994), "Estimating Elasticities with the Linear Approximate Almost Ideal Demand System: Some Monte Carlo Results", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 76, No. 2.
- Alston, Julian M, Green, Richard (1990), "Elasticities in AIDS Models". *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 72, No. 2.
- Buse, Adolf (1998), "Testing Homogeneity in the Linearized Almost Ideal Demand System", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 80, No. 1.
- Chalfant, James, A (1987), "AGlobally Flexible, Almost Ideal Demand System", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 5, No. 2.
- Deaton, Angus, John Muellbauer (1980), "An Almost Ideal Demand System", *The American Economic Review*, Vol. 70, No. 3.
- Garbacz Christopher, Herbert G Thompson (2007), "Demand for telecommunication services in developing countries". *Telecommunications Policy*, Volume 31, Issue 5 .
- Garbacz, Christopher, Herbert G Thompson (2002), "Estimating Telephone Demand with State Decennial Census Data from 1970-1990", *Journal of Regulatory Economics*; 21:3 317-329.

- Garbacz, Christopher, Herbert G Thompson (2003), "Estimating Telephone Demand with State Decennial Census Data from 1970-1990, Updated with 2000 data", *Journal of Regulatory Economics*, 24, 3, 373-378.
- Gassner, Katharina (1998), "An Estimation of UK Telephone Access Demand Using Pseudo-Panel Data", *Utilities Policies*, 7, 3.
- Modafri A , B.W Brorsen (1993), "Demand for Red Meat ,Poultry and Fish in Morocco:An Almost Ideal Demand System", *Agricultural Economics*, 9,155-163.
- Nadiri M. Ishaq, Nandi Banani (1996), "The Changing Structure of and Demand for the U.S. Telecommunications Industry", *NBER Working Paper* 5820.
- Pinaki Das , P.V. Srinivasan (1999), "Demand for Telephone Usage in India", *Information Economics and Policy*, 11, 2.
- Rougier J. (1997), "A Simple Necessary Condition for Negativity in the Almost Ideal Demand System with the Stone Price Index". *Applied Economic Letters*, 4, 97-99
- Zellner Arnold (1962), "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias", *Journal of the American Statistical Association*, 57, 298.