

تخمین تابع تقاضای تلفن همراه اول با تأکید بر ورود اپراتور جدید

محمدرضا میرزایی‌نژاد

عضو هیأت علمی دانشکده اقتصاد و حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز

moh.mirzaeenejad@iauctb.ac.ir

خشایار سیدشکری

عضو هیأت علمی دانشکده اقتصاد و حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز

kha.seyed_shokri@iauctb.ac.ir

پگاه پلنگی

کارشناس ارشد علوم اقتصادی

palangi.pegah@yahoo.com

با گسترش شبکه‌های ارتباطی - مخابراتی و پذیرش تأثیر آن بر ابعاد مختلف زندگی بشر- از جمله موضوعات اقتصادی- ارتباطات سیار بیش از پیش مورد توجه قرار گرفته است. لذا در این مقاله تقاضای تلفن همراه (همراه اول) و نحوه تأثیر متغیرهای تلفن ثابت، آنتن‌های BTS، قیمت سیم کارت اپراتور اول، تولید ناخالص داخلی سرانه بر آن بررسی شده است. متغیرها به صورت سالانه و به تفکیک ۲۸ استان کشور در فاصله زمانی (۱۳۷۹-۱۳۸۷) گردآوری شده است. متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه جایگزین درآمد سرانه شده است و اپراتور جدید به صورت متغیر مجازی وارد مدل شده اند. اطلاعات و آمارها از شرکت مخابرات ایران و مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است. روند تخمین مدل به این صورت است که ابتدا برای دوره (۱۳۸۴-۱۳۷۹) مدل برآورد می‌شود (ایرانسل از سال ۱۳۸۵ وارد بازار شده است)، سپس برای دوره زمانی (۱۳۸۷-۱۳۸۵) با این فرض که اپراتور دوم تلفن همراه وارد بازار نشده است، پیش‌بینی انجام و در نهایت برای دوره زمانی (۱۳۸۷-۱۳۷۹) با در نظر گرفتن اپراتور دوم مدل برآورد می‌گردد. برای برازش معادله از روش داده‌های تابلویی استفاده شده است. مدل مناسب با انجام آزمون‌های لیمر و هاسمن انتخاب شده است. برای بررسی تأثیر ورود اپراتور دوم در دوره زمانی (۱۳۸۴-۱۳۷۹) مدل به روش اثرات ثابت و در دوره زمانی (۱۳۸۷-۱۳۷۹) مدل به روش اثرات تصادفی برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که بین ورود اپراتور جدید و تقاضای تلفن همراه اول رابطه مثبت و معناداری وجود دارد و با ورود اپراتور جدید تقاضای تلفن همراه اول افزایش یافته است. همچنین، تلفن همراه اول دارای تقاضای کم کشش و نیز یک کالای ضروری است.

طبقه‌بندی JEL: C3, R2.

واژه‌های کلیدی: تقاضای تلفن همراه، ضریب نفوذ، اپراتور جدید، داده‌های ترکیبی.

۱. مقدمه

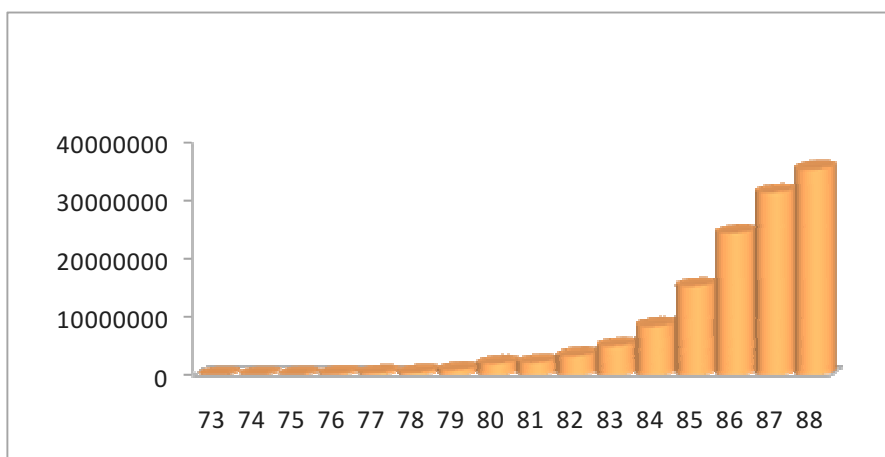
با عنایت به اهمیت ایجاد و گسترش شبکه‌های ارتباطی - مخابراتی از سال ۱۳۷۳ شبکه تلفن همراه کشور راه‌اندازی شد و تاکنون تحولات بسیاری در این زمینه به وقوع پیوسته است. ورود اپراتور دوم و احتمالاً اپراتور سوم در آینده بر اهمیت این بخش صحنه می‌گذارد. در این مقاله تقاضای تلفن همراه اول و تأثیر ورود اپراتور دوم بر آن مورد توجه قرار گرفته است و این فرضیه آزمون شده است که بین ورود اپراتور جدید و تقاضای تلفن همراه اول رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

برای بررسی موضوع، مقاله در هفت بخش تنظیم شده است. بخش اول نگاهی به بازار تلفن همراه در کشور دارد. بخش دوم به مبانی نظری می‌پردازد. بخش سوم به پیشینه تحقیق اختصاص دارد. روش تحقیق در بخش چهارم مورد بررسی قرار می‌گیرد. بخش پنجم مربوط به آزمون‌های مربوط به انتخاب مدل مناسب است و بخش ششم به بیان نتایج آزمون‌ها و برآورد مدل می‌پردازد و بخش هفتم نیز به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲. نگاهی به بازار تلفن همراه کشور

۲-۱. مروری بر بازار تلفن همراه

تلفن همراه در سال ۱۳۷۳ وارد ایران شد. در این مرحله، شبکه‌ای با ظرفیت ۹۲۰۰ شماره با استفاده از ۱۷۶ سلول فرستنده و گیرنده و ۲۴ ایستگاه رادیویی در تهران تأسیس گردید. در مرحله دوم کار ۱۶ هزار شماره به ظرفیت شبکه افزوده شد و کرج، قزوین، قم و بزرگراه ساوه نیز تحت پوشش قرار گرفتند و در مرحله سوم شهرهای بابل، اهواز، کرمان، شیراز، تبریز و بندرعباس هر کدام با ۵۰ هزار شماره به شبکه افزوده شدند (عاملی، صبار و رنجبررمضانی، ۱۳۸۷). نمودار (۱) روند رشد مشترکین تلفن همراه را در سال‌های (۱۳۷۳-۱۳۸۸) نشان می‌دهد.



مأخذ: گزارش‌های مخابرات، ۱۳۸۹.

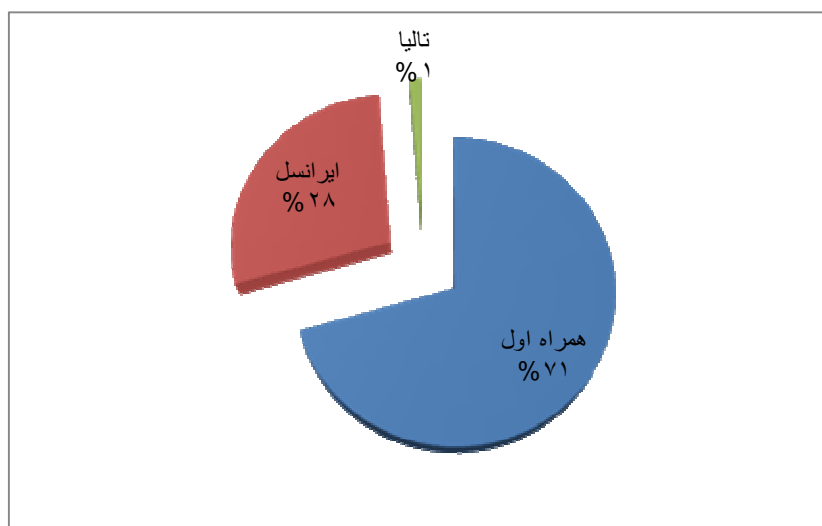
نمودار ۱. مقایسه تعداد مشترکان تلفن همراه کل کشور در سال‌های (۱۳۸۸-۱۳۷۳)

۲-۲. اپراتورها

شرکت ارتباطات سیار که از ابتدا تحت عنوان "امور ارتباطات سیار" به عنوان یکی از زیرمجموعه‌های شرکت مخابرات ایران فعالیت می‌کرد از سال ۱۳۸۶ به عنوان اولین و بزرگترین اپراتور تلفن همراه کشور با نام شرکت ارتباطات سیار ادامه فعالیت داد و از نوزدهم تیر ماه ۱۳۸۶ دارای نام، نشان، رنگ و شعار تجاری خاص یعنی همراه اول شد (گزارش‌های مخابرات، ۱۳۸۹).

انحصار در بخش ارتباطات سیار - شبکه ارتباط سیار در مرداد ماه ۱۳۷۳ (ابتدا تنها در شهر تهران) راه‌اندازی شد - تا سال ۱۳۸۴ ادامه داشت تا اینکه در این سال شرکت تعاونی اسلامی مجتمع صنعتی رفسنجان نخستین شبکه تلفن همراه اعتباری را تحت عنوان تالیا راه‌اندازی نمود و دومین اپراتور تلفن همراه - ایرانسل در نهایت پس از سال‌ها عقب نشینی به دلیل تناقضات قانونی در سه ماهه سوم سال ۱۳۸۵ آغاز بکار کرد (www.pyramidresearch.com).

براساس اطلاعات موجود در سایت شرکت مخابرات ایران تعداد مشترکین تلفن همراه کل کشور در پایان سال ۱۳۸۷ طبق نمودار زیر است:



مأخذ: گزارش‌های مخابرات، ۱۳۸۹.

نمودار ۲. تعداد مشترکین تلفن همراه کل کشور (همراه اول، ایرانسل، تالیا)

۲-۳. ترکیب مشترکان (دائمی و اعتباری)^۱

در تمام کشورهای عرب منطقه خاورمیانه ۷۵ درصد مشترکین از خدمات تلفن‌های پیش‌پراختی (اعتباری)^۲ استفاده می‌نمایند که این میزان تا ۱۰۰ درصد برای کشور عراق افزایش می‌یابد. البته در این میان اسرائیل با حدود ۲۵ درصد مشترک پیش‌پرداختی کمترین آمار این خدمات را به خود اختصاص داده است، اما با توجه به حضور نسبتاً تازه خطوط پیش‌پرداختی - از اوایل سال ۱۳۸۶- تعادل سهم هر یک از این خطوط در ایران هنوز مشخص نشده است. لازم به ذکر است میزان سهم هر یک از این خطوط از اینجا اهمیت دارد که اصولاً تعرفه خدمات هر از این دو نوع شیوه ارائه خدمات تا حدی باهم متمایز است. آمار دو سال اخیر در مورد تعداد خطوط به‌صورت زیر است:

1. Postpaid & Prepaid

۲. تلفن همراه اعتباری یا Prepaid از این تلفن به میزان (دقیقه) از پیش تعیین شده می‌توان بهره‌برداری کرد. به عبارت دیگر، هزینه ارتباط قبل از برقراری پرداخت می‌شود.

جدول ۱. سهم خطوط پیش پرداختی و پس پرداختی^۱ شرکت مخابرات ایران در سال های اخیر

۱۳۸۷	۱۳۸۶	۱۳۸۵	
۱۶۶۸۳۲۴۸	۱۶۳۶۱۷۹۹	۱۵۳۸۵۲۸۹	خطوط پس پرداختی (دائمی)
۱۴۷۳۹۸۵۶	۸۱۴۷۹۱۷	۰	خطوط پیش پرداختی (اعتباری)
۳۱۴۲۳۱۰۴	۲۴۵۰۹۷۱۴	۱۵۳۸۵۲۸۹	کل خطوط
۰/۴۶	۰/۳۳	۰	نسبت خطوط پیش پرداختی به کل خطوط

مأخذ: گزارش های مخابرات، ۱۳۸۹.

پیش بینی می شود با توجه به سهم موجود در کشورهای باثبات منطقه از نظر بازار تلفن همراه و همچنین جمعیت جوان کشور که تمایل بیشتری به استفاده از خطوط پیش پرداختی به دلیل مزایایی که در قابلیت کنترل هزینه های مکالمه دارد، سهم خطوط پیش پرداختی در آینده بالا رود.

۳. مبانی نظری

همواره عوامل متعددی بر تقاضای یک پدیده مؤثر است که ممکن است بررسی تمام این عوامل بنابر دلایل فنی، اجتماعی، سیاسی، اقتصادی و ... میسر نشود که این پژوهش نیز از این مسئله مستثنی نیست. برای بررسی تقاضای تلفن همراه ابتدا لازم است متغیرهای مؤثر بر تقاضای تلفن همراه شناسایی و مورد بررسی قرار گیرد. این متغیرها عبارتند از:

- تولید ناخالص داخلی سرانه: یکی از عواملی که تقاضای مصرف کننده را برای یک کالا تحت تأثیر قرار می دهد درآمد مصرف کننده است. با توجه به آنکه درآمد ملی کشور به تفکیک استان ها توسط مرکز آمار یا بانک مرکزی گزارش نمی شود تولید ناخالص داخلی جایگزین درآمد شده است و داده ها با استفاده از شاخص CPI (بر حسب قیمت های ثابت سال ۱۳۸۳) تعدیل شده اند که با تقسیم تولید ناخالص داخلی بر جمعیت تولید ناخالص داخلی سرانه محاسبه شده و در مدل مورد استفاده قرار گرفته است.

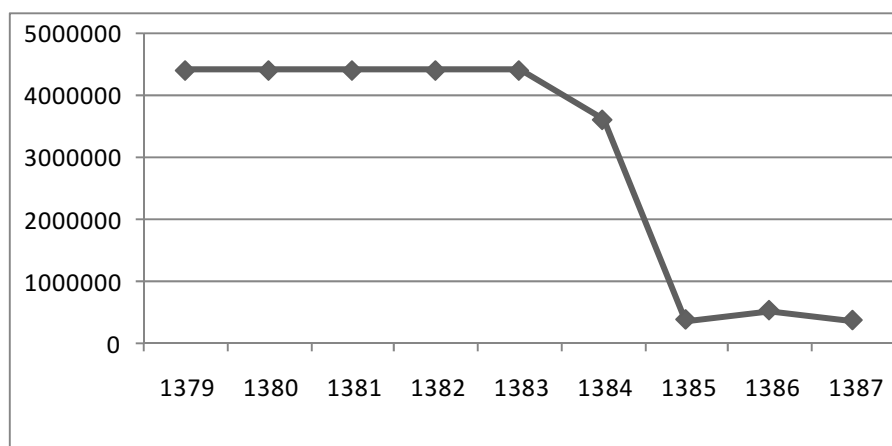
- گسترش شبکه: بهبود کمی و کیفی ارتباط دهی و آنتن دهی شبکه تلفن همراه بیش از هر چیز دیگر منوط به تعداد آنتن های BTS^۲ نصب شده می باشد، لذا در این پژوهش از تعداد آنتن های BTS به عنوان شاخص

۱. تلفن همراه دائمی یا Postpaid در این تلفن جهت فعال سازی سیم کارت نیازی به پیش پرداخت نیست، بلکه هزینه های مربوطه در فواصل زمانی منظم طی صورت حساب به دارنده سیم کارت اعلام می شود.

۲. سایت یا BTS ایستگاه فرستنده/ گیرنده ثابت

سنجش میزان گسترش شبکه استفاده شده است (درخشان، صادقی و حاجی‌بگلو، ۱۳۸۷).

- قیمت سیم کارت: قیمت یکی از عواملی است که در تقاضای یک کالا نقش مهمی ایفا می‌کند. اگرچه قیمت سیم کارت تلفن همراه اول در دوره زمانی (۱۳۸۴-۱۳۷۹) ثابت بوده است و با ورود ایرانسل به بازار تلفن همراه قیمت سیم کارت رو به کاهش گذاشته است و به نظر می‌رسد که در دوره زمانی مذکور قیمت بر میزان تقاضا بی‌تأثیر باشد، با این حال جهت حصول اطمینان قیمت سیم کارت در برآورد تابع تقاضا لحاظ شده است.



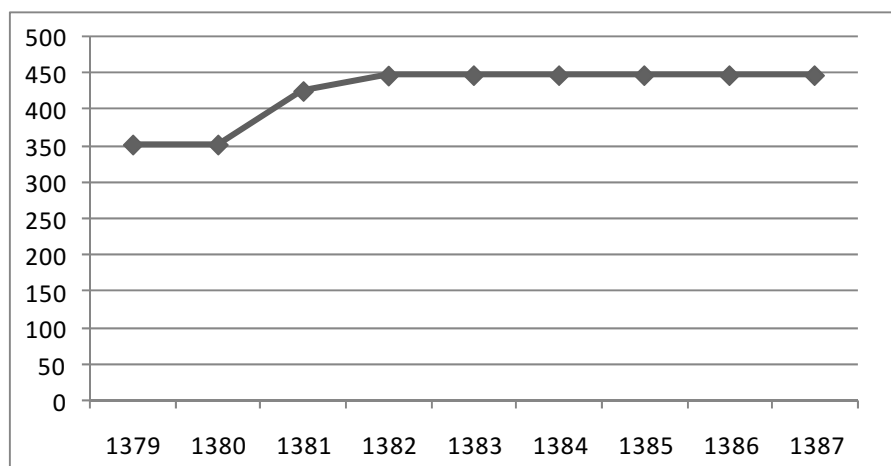
مأخذ: گزارش‌های مخابرات، ۱۳۸۹.

نمودار ۳. مقایسه قیمت سیم کارت تلفن همراه اول طی سال‌های (۱۳۷۹-۱۳۸۷)

- تلفن ثابت: مکالمات تلفن امری دو یا چند جانبه است و برای انجام آن حداقل دو فرد می‌بایست وجود داشته باشد. اگر شخص A دارای تلفن همراه باشد برقراری ارتباط با فرد B مستلزم آن نیست که فرد B حتماً دارای تلفن همراه باشد، بلکه اگر فرد B دارای تلفن ثابت باشد برقراری ارتباط امکان‌پذیر می‌شود، بنابراین تعداد تلفن ثابت نیز تقاضای تلفن همراه را تحت تأثیر قرار می‌دهد، لذا تعداد تلفن ثابت به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر تقاضا در مدل وارد شده است.

- هزینه یک دقیقه مکالمه با تلفن همراه (ریال): هزینه یک دقیقه مکالمه با تلفن همراه در ساعات مختلف روز و ایام هفته متفاوت است، همچنین هزینه مکالمه شهری و بین شهری نیز متفاوت است. علاوه بر این، مکالمه بین شهری هزینه جابجایی را نیز در برمی‌گیرد. لذا برای به دست آوردن هزینه یک دقیقه مکالمه می‌بایست میانگین وزنی از این ترافیک و قیمت‌ها را محاسبه کرد.

میزان دقایق مکالمه یک مشترک تلفن همراه ترکیبی از حالت‌های مختلف می‌باشد. به عنوان مثال، ممکن است مشترک A و B هر دو میزان مکالماتشان یکسان باشد اما هزینه‌های متفاوتی را بپردازند. فرض کنید مشترک A از ۳۰ دقیقه مکالمه ۱۰ دقیقه مکالمه شهری در ساعت ۱۲ انجام داده و ۲۰ دقیقه مابقی را در فاصله ساعات ۲۳-۲۱ انجام داده که این بخش از مکالمه نیز شهری بوده است. در حالی که کل ۳۰ دقیقه مکالمه مشترک B بین شهری بوده و در یک روز تعطیل انجام شده است. در نتیجه، با وجود اینکه هر دو مشترک میزان دقایق مکالماتشان یکسان بوده است، اما مکالمه در زمان‌های متفاوت انجام شده است و به لحاظ شهری و بین شهری نیز متفاوت است. بنابراین لازم است برای محاسبه هزینه یک دقیقه مکالمه میانگین آن در نظر گرفته شود که این امر مستلزم آن است که علاوه بر تعرفه مکالمات میزان دقایق مکالمات در روز و شب و روزهای تعطیل به تفکیک شهری و بین شهری، چگالی مکالمات در روز و شب نیز در محاسبات وارد شود، اما به دلیل آنکه آمار چگالی مکالمات در روز و شب موجود نمی‌باشد عملاً محاسبه میانگین هزینه یک دقیقه مکالمه امکان‌پذیر نیست. اگرچه می‌توان برای بررسی هزینه یک دقیقه مکالمه حالتی را که محتمل‌تر می‌باشد در نظر گرفت. به عنوان مثال، فرض کنیم که بیشتر مکالمات در فاصله زمانی ۸ صبح تا ۲۱ شب انجام شود و این مکالمات شهری است اما با توجه به گسترش شبکه تلفن همراه، ویژگی‌های خاص این تکنولوژی و تأثیراتی که بر خصوصیات فردی گذاشته است هر فرضی ممکن است مانع انعکاس صحیح تقاضای فرد شود. به دو دلیل در این پژوهش هزینه یک دقیقه مکالمه با تلفن همراه را از تحلیل‌ها حذف کرده‌ایم. یکی عدم امکان محاسبه میانگین هزینه یک دقیقه مکالمه با تلفن همراه و دیگری هزینه یک دقیقه مکالمه با تلفن همراه در فاصله زمانی (۱۳۸۷-۱۳۷۹) تقریباً ثابت بوده و یا تغییر جزئی داشته است.



مأخذ: گزارش‌های مخابرات، ۱۳۸۹.

نمودار ۴. مقایسه هزینه یک دقیقه مکالمه شهری با تلفن همراه طی سال‌های (۱۳۷۹-۱۳۸۷)

۴. پیشینه تحقیق

در سال‌های اخیر تحقیقات بسیاری در زمینه تلفن همراه انجام شده است که جنبه‌های مختلف این پدیده را مورد بررسی قرار داده‌اند. با توجه به موضوع پژوهش حاضر، جستجو محدود به تحقیقاتی شده است که به برآورد و تخمین تقاضای ارتباطات سیار و به طور اخص تلفن همراه پرداخته‌اند و چند نمونه از این تحقیقات آورده شده است.^۱

فراهانی (۱۳۸۷) در مطالعه خود با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS) توابع تقاضای تلفن همراه و ثابت را به طور تخمینی بیان کرده است و شدت جایگزینی بین تلفن همراه و ثابت را برای کشور ایران مورد مطالعه قرار داده است. نتایج حاکی از این واقعیت است که در طول دوران مورد بررسی (۱۳۷۳-۱۳۸۶) تعداد مشترکان تلفن همراه در ایران روند صعودی داشته، به طوری که در این سال‌ها از تلفن ثابت پیشی گرفته است. این مسئله ممکن است به دلیل کاهش قیمت دسترسی به خدمات تلفن همراه طی سال‌های اخیر باشد و توسعه این روند ممکن است در آینده‌ای نزدیک به جانشینی کامل تلفن همراه منجر شود. کشش‌های قیمتی خدمات تلفن ثابت و همراه حاکی از حساسیت مشترکان به قیمت این خدمات به ویژه تلفن همراه است، لذا نیروهای بازار برای کنترل قیمت کافی نیستند و

۱. قابل ذکر است که مطالعات انجام شده در سطح کشور در زمینه تلفن همراه جنبه‌های علوم اجتماعی، فنی و پزشکی را در بر گرفته و جستجو در جهت یافتن مطالعه‌ای که به طور خاص به برآورد تابع تقاضای تلفن همراه پرداخته باشد تنها یک نتیجه در برداشت.

تنظیمات خدمات و قیمت مورد نیاز است. این در حالی است که کشش‌های متقاطع بین تلفن همراه و ثابت در ایران نشان‌دهنده مکمل بودن این خدمات است. این مکمل بودن از عواملی همچون دولتی بودن خدمات تلفن نشأت می‌گیرد. نبود رقابت کافی و افزایش قیمت نسبت به خدمات تلفن ثابت از جمله عوامل دیگری هستند که سبب بروز این پدیده شده‌اند.

ژانگ (۲۰۰۵) در پژوهش خود به تخمین اثرات شبکه بر ارتباطات سیار چین پرداخته است. این پژوهش نخستین تحقیق تجربی است که با استفاده از داده‌های مربوط به ارتباطات سیار چین انجام شده است. وی در تحقیق خود با استفاده از قانون متکالف^۱ ارزش اثرات شبکه را بررسی می‌کند. مهم‌ترین نتیجه بدست آمده از این تحقیق عبارت است از اینکه اثرات شبکه در بازار ارتباطات سیار چین قابل توجه و معنادار است و نادیده گرفتن این آثار منجر به سیاستگذاری نامناسب می‌گردد.

فاروغ (۲۰۱۰) در مطالعه خود درصدد تجزیه و تحلیل اقتصادی سرعت رشد بخش مخابرات انگلستان است که برای این منظور تابع تقاضای تلفن ثابت و سیار به روش دو طرف لگاریتمی برازش شده است. در مدل برآورد شده میزان دقایق مکالمه به‌عنوان متغیر وابسته تابعی از قیمت، تولید ناخالص داخلی و تعداد مشترکین است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهند که استفاده از تلفن همراه یا تلفن ثابت تحت تأثیر قیمت است و یک کاهش کوچک در قیمت ظرفیت هر دوی تلفن همراه و تلفن ثابت را افزایش می‌دهد و دولت می‌بایست نقش و سیاستش را از تنظیم قیمت و اندازه شبکه تغییر داده و بر روی ایجاد رقابت قیمتی و بهبود کیفیت متمرکز شود. قیمت و کیفیت هر دو نقش مهمی در بهبود رفاه اجتماعی ایفا می‌کنند.

۵. روش تحقیق

با توجه به آنکه پوشش شبکه تلفن همراه ملی می‌باشد و مشترکین تلفن همراه در سراسر کشور قرار گرفته‌اند لازم است داده‌ها به گونه‌ای در نظر گرفته شود که تمام مشترکین را در برگیرد، به همین منظور از روش ترکیب داده‌های سری زمانی - مقطعی استفاده شده است.

داده‌های تابلویی^۲ مجموعه‌ای از داده‌ها هستند که متشکل از تعداد زیادی از متغیرهای مقطعی (N) است که در طول یک دوره زمانی مشخص (T) مورد بررسی قرار می‌گیرند. در اینصورت تعداد مشاهدات $N \times T$ بوده که با استفاده از مدل‌های مختلفی قابل تخمین است (زراءژاد و انواری، ۱۳۸۵). با توجه به

1. Metcalf Law

2. Metcalf Law

این مطالب در پژوهش حاضر تقاضای تلفن همراه ۲۸ استان کشور^۱ (N = 28) طی سال‌های (۱۳۷۹-۱۳۸۷) (T = 9) بررسی شده است.

۶. آزمون‌های انتخاب مدل مناسب

با استفاده داده‌های ترکیبی می‌توان به تخمین‌های کارا دست یافت. شکل کلی مدل داده‌های ترکیبی به صورت زیر می‌باشد:

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^K \beta_j X_{jit} + \sum_{p=1}^S \gamma_p Z_{pi} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

در رابطه فوق، Y: نشان‌دهنده متغیر وابسته، X: متغیرهای توضیحی قابل مشاهده و Z: نشان‌دهنده متغیرهای توضیحی غیرقابل مشاهده اثرگذار بر متغیر وابسته برای هر مقطع می‌باشد. نماد i نشان‌دهنده مقطع‌ها یا واحدهای مشاهده شده، t نشان‌دهنده دوره زمانی و j و p به ترتیب نشانگر تعداد متغیرهای مشاهده نشده و مشاهده شده است. ε_{it} نشان‌دهنده خطای برآورد داده‌های ترکیبی است که تمام شرایط مربوط به جملات خطا تحت فروض گوس-مارکوف^۲ را دارا است. مدل‌های مختلف Panel Data از ساختار کلی این رابطه ایجاد می‌شوند.

۶-۱. رگرسیون ترکیبی^۳

اگر $\sum_{p=1}^S \gamma_p Z_{pi}$ تنها حاوی یک عرض از مبدأ مشترک بین مقاطع باشد که با اسکالر α قابل نمایش است آنگاه:

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^K \beta_j X_{jit} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

در این حالت فرض می‌شود که عرض از مبدأ و ضرایب شیب در طول زمان و در فضا (مکان) ثابت است و چون هیچکدام از پارامترها i ندارند که مقاطع از یکدیگر تفکیک شوند، لذا تمام مقاطع زیر هم ترکیب شده و یک رگرسیون مرسوم با روش (Gls, ols و ...) برآورد می‌شود.

۱. با توجه به آنکه از سال ۱۳۸۳ استان خراسان به سه استان خراسان شمالی، جنوبی و رضوی تفکیک شده است و در سال‌های قبل، این تفکیک وجود نداشته در کل دوره مورد بررسی مجموع داده‌های مربوط به سه استان در نظر گرفته شده و تحت عنوان استان خراسان مورد بررسی قرار گرفته است.

2. Guss - Markov
3. Pooled Regression

۲-۶. مدل اثرات ثابت^۱

اگر X_{it} ها قابل مشاهده و Z_i ها غیر قابل مشاهده باشند و عناصر X_{it} با Z_i همبستگی داشته باشند، آنگاه نه می توان Z_i ها را حذف نمود زیرا به دلیل همبستگی با X_{it} ها دچار حذف متغیرهای مهم و اربدار شدن نتایج می شویم و نه می توان Z_i ها را صریحاً وارد مدل کرد زیرا غیر قابل مشاهده هستند، بنابراین چون Z_i ها مختص مقاطع هستند با استفاده از تکنیک ورود متغیر مجازی^۲ به ازای هر مقطع مدل برآورد می شود. لذا مدل (۱) به صورت زیر بازنویسی می شود:

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^K \beta_j X_{jit} + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

که در آن، $\alpha_i + \sum_{p=1}^S \gamma_p Z_{pi}$ است.

اصطلاح اثرات ثابت از این حقیقت ناشی می شود که با وجود تفاوت هر عرض از مبدأ میان مقاطع (وجود اندیس i)، اما عرض از مبدأ هر مقطع طی زمان تغییر نمی کند یعنی طی زمان بی تغییر یا غیر متغیر است (α اندیس t ندارد).

۳-۶. مدل اثرات تصادفی^۲

اگر Z_i ها غیر قابل مشاهده اما با X_{it} ها غیر همبسته باشند حذف Z ها از معادله (۱) در اربایی β ها اثر ندارد، لذا می توان با حذف آنها تخمین سازگار از β ها به دست آورد اما برای تضمین کارایی تخمین زن ها مدل (۱) را به گونه ای بازنویسی می کنیم که به تخمینی کارا برسیم:

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^K \beta_j X_{jit} + (\varepsilon_{it} + U_i) \quad (۴)$$

جمله خطای ترکیبی متشکل از دو جزء U_i که جزء خطای مقطعی یا تکی معین و صریح است و ε_{it} جزء خطای ترکیبی سری زمانی و مقطعی است. به دلیل وجود عنصر تصادفی U_i مختص هر مقطع این مدل را تصادفی می نامند. مدل اثرات تصادفی به دلیل دارا بودن جمله خطای ترکیبی $U_i + \varepsilon_{it}$ شامل دو (یا چند) جزء مدل اجزاء خطا نیز نامیده می شود (گجراتی دامور، ۱۳۸۵، بالتاگی، ۲۰۰۵ و زراء نژاد و انوری، ۱۳۸۵).

1. Fixed Effect Method (FEM)

۲. از آنجایی که از متغیرهای موهومی برای تخمین اثرات ثابت استفاده می شود در ادبیات اقتصادسنجی مدل (۳) مدل حداقل مربعات متغیر دامی (موهومی) (LSDV) نامیده می شود. بدین ترتیب، اصطلاح اثرات ثابت و LSDV را می توان به جای یکدیگر بکار برد.

3. Random Effect Method (REM)

بنابراین هنگامی که از داده‌های ترکیبی استفاده می‌شود می‌بایست آزمون‌های مختلفی برای تشخیص روش تخمین مناسب انجام داد که رایج‌ترین آنها آزمون‌های F و هاسمن است.

۴-۶. آزمون F

در این آزمون تفاوت ضرایب برآورد شده برای تک‌تک مقاطع با ضرایب برآورد شده حاصل از داده‌های جمعی بررسی می‌شود (جعفری صمیمی و اختیاری، ۱۳۸۷).

فرضیات این آزمون به صورت زیر است (افلاطونی و نیکبخت، ۱۳۸۹):

مدل pooled $\Leftrightarrow$ تمام عرض مبداها با هم برابرند $\Leftrightarrow H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_k$

مدل اثرات ثابت = حداقل یکی از عرض از مبداها با بقیه متفاوت است $\Leftrightarrow H_1: \exists r \neq s \Rightarrow \alpha_r \neq \alpha_s$

فرضیه صفر آزمون بیان می‌کند که تفاوتی میان ضرایب برآورد شده برای تک‌تک مقاطع و ضریب برآورد شده جمعی وجود ندارد بدین معنا که لزومی به برآورد مدل با استفاده از داده‌های تابلویی وجود ندارد (جعفری صمیمی و اختیاری، ۱۳۸۷).
آماره آزمون آماره آزمون چاو خواهد بود:

$$F = \frac{(R_{LSDV}^2 - R_{Pooled}^2)/T-1}{(1 - R_{LSDV}^2)/(NT - T - K)} \quad (5)$$

یا

$$F = \frac{(RSS_{Pooled} - R_{LSDV})/T-1}{R_{LSDV}/(NT - T - K)} \quad (6)$$

که در آن، R_{LSDV}^2 و R_{LSDV} به ترتیب ضریب تعیین و مجموع مربعات باقیمانده‌های حاصل از مدل نامقید (FEM) و R_{Pooled}^2 و RSS_{Pooled} به ترتیب ضریب تعیین و مجموع مربعات باقیمانده‌های حاصل از مدل مقید (Pooled) است. N تعداد مقاطع و T طول دوره زمانی است (افلاطونی و نیکبخت، ۱۳۸۹). در صورتی که فرض صفر رد نشود از مدل Pooled برای برازش داده‌ها استفاده می‌کنیم، اما در صورت رد فرضیه صفر برای انتخاب بین دو مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی باید آزمون هاسمن انجام گیرد.

۵-۶. آزمون هاسمن

همان‌طور که پیش از این ذکر شد در صورتی که نتیجه آزمون F برآورد مدل به روش داده‌هایی تابلویی باشد لازم است تعیین شود که مدل به روش اثرات ثابت برآورد شود یا به روش اثرات تصادفی که برای این منظور از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. فرضیات این آزمون به صورت زیر است:

مدل اثرات تصادفی $\Leftrightarrow$ بین اثرات فردی و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود ندارد: H_0

مدل اثرات ثابت $\Leftrightarrow$ بین اثرات فردی و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود دارد: H_1

آماره آزمون هاسمن به صورت زیر است:

$$H = (\hat{\beta}_{FEM} - \hat{\beta}_{REM})(\hat{Var}(\hat{\beta}_{FEM}) - \hat{Var}(\hat{\beta}_{REM}))^{-1}(\hat{\beta}_{FEM} - \hat{\beta}_{REM}) \approx \gamma \quad (7)$$

که در آن، $\hat{\beta}_{FEM}$ ضرایب شیب در مدل اثرات ثابت، $\hat{\beta}_{REM}$ ضرایب شیب در مدل اثرات تصادفی و Var به معنای واریانس است. این آماره از توزیع X^2 برخوردار است (افلاطونی و نیکبخت، ۱۳۸۹). به طور خلاصه، ابتدا باید دید که استفاده از مدل Pooled بهتر است یا مدل اثرات ثابت که این امر با آزمون چاو (یا آزمون F مقید) صورت می‌گیرد. اگر مدل Pooled ارجح بود کار تمام است، اما اگر مدل اثرات ثابت ارجح بود می‌بایست آن را در مقابل مدل اثرات تصادفی آزمون کنیم تا از میان آن دو مدل مناسب جهت برآورد معین شود که این کار با آزمون هاسمن صورت می‌گیرد.

۷. برآورد مدل

برای دستیابی به هدف مقاله، ابتدا برای دوره زمانی (۱۳۷۹-۱۳۸۴) مدل برآورد می‌شود یعنی دوره‌ای که اپراتور دوم وارد بازار نشده است.^۱ سپس، برای دوره زمانی (۱۳۸۵-۱۳۸۷) با این فرض که اپراتور دوم تلفن همراه وارد بازار نشده است و تداوم روند گذشته پیش‌بینی انجام می‌شود و در نهایت برای دوره زمانی (۱۳۷۹-۱۳۸۷) با در نظر گرفتن اپراتور دوم مدل برآورد می‌شود و نتایج مقایسه می‌شود.

۷-۱. برآورد مدل در دوره زمانی (۱۳۷۹-۱۳۸۴)

در ابتدا لازم است مشخص شود که مدل به روش داده‌های تلفیقی^۲ یا داده‌های تابلویی برازش شود^۳ که به این منظور از آزمون F استفاده می‌شود.

۱. ایرانسل از سال ۱۳۸۵ آغاز بکار کرده است.

2. Pooled

3. Panel

فرضیه صفر آزمون بیان می‌کند که تفاوتی میان ضرایب برآورد شده برای تک‌تک مقاطع و ضریب برآورده شده جمعی وجود ندارد بدین معنا که لزومی به برآورد مدل با استفاده از داده‌های تابلویی نیست، به عبارت دیگر مدل Pooled به مدل اثرات ثابت ارجح است. پس از انجام آزمون F، آماره F محاسبه شده با مقدار بحرانی آماره F مقایسه می‌شود. در صورتی که آماره F محاسبه شده بیشتر از مقدار بحرانی باشد فرضیه صفر پذیرفته نمی‌شود و لازم است مدل به روش داده‌های تابلویی برآورد شود. بنابراین، مدل اثرات ثابت بر مدل Pooled ارجح است. جدول (۲) نتیجه آزمون F را در بازه زمانی (۱۳۸۴-۱۳۷۹) نشان می‌دهد.

جدول ۲. نتیجه آزمون F برای تعیین روش داده‌های تابلویی یا ترکیبی

ردیف	متغیر	مقدار
۱	درجه آزادی صورت	۲۷
۲	درجه آزادی مخرج	۱۳۶
۳	مقدار آماره F	۱۱/۲۱۸ (۰)
۴	مقدار بحرانی آماره F در سطح ۹۵ درصد	۱/۶۱

مأخذ: نتایج تحقیق.

مقدار بحرانی آماره F در سطح ۹۵ درصد برابر با ۱/۶۱ می‌باشد و ملاحظه می‌شود آماره F محاسبه شده بیشتر از مقدار بحرانی است، لذا فرضیه صفر مبنی بر برابری تمام عرض از مبداها پذیرفته نمی‌شود و لازم است مدل به روش داده‌های تابلویی برآورد شود.

پس از اینکه اطمینان حاصل شد که مدل باید به روش داده‌های تابلویی برآورد شود مهم‌ترین موضوع انتخاب بین دو روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی است. برای مشخص شدن روش مناسب از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. فرضیه صفر آزمون هاسمن بیان می‌کند که مدل دارای اثرات تصادفی است. آماره این آزمون X^2 یا کای دو می‌باشد. اگر مقدار آماره X^2 محاسبه شده بیشتر از مقادیر بحرانی آن باشد فرضیه صفر مبتنی بر لزوم برآورد مدل به صورت اثرات تصادفی پذیرفته نخواهد شد.

جدول ۳. نتیجه آزمون هاسمن برای تعیین اثرات ثابت یا تصادفی

Correlated Random Effects-Hausman Test			
Test cross-section random effects			
Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section Random	۰	۴	۱

مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول (۳) نشان می‌دهد که آماره X^2 برابر با صفر و احتمال متناظر با آن برابر با یک است که این نتیجه گویای این مطلب است که آزمون هاسمن قادر نیست به خوبی پاسخ دهد که مدل به روش اثرات ثابت یا به روش اثرات تصادفی برآورد شود؟ لذا می‌بایست از معیاری دیگر استفاده شود.

همان‌طور که در بخش پنجم مشاهده شد در مدل $Y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^K \beta_j X_{jit} + (\varepsilon_{it} + U_i)$ جمله خطا شامل دو جزء است که U_i جزء خطای مقطعی و تصادفی است و ε_{it} جزء خطای ترکیبی سری زمانی و مقطعی است. در واقع، بخشی از تغییرات جمله خطا مربوط به جزء تصادفی U_i و بخش دیگری از تغییرات مربوط به جزء ε_{it} است. بنابراین، اگر مدل دارای اثر تصادفی باشد سهم U_i از تغییرات جمله خطا نسبت به ε_{it} بیشتر خواهد بود. بنابراین اگر بتوان به وسیله شاخصی سهم هریک از اجزاء را از تغییرات تعیین کرد می‌توان نتیجه گرفت که مدل به روش اثرات ثابت یا به روش اثرات تصادفی برآورد شود.

در جدول مربوط به تخمین مدل به روش اثرات تصادفی خروجی بنام Effect Specification وجود دارد که حاوی اطلاعات $\hat{\delta}_u$ و $\hat{\delta}_\varepsilon$ است. $\hat{\delta}$ ها با وجود دارد که حاوی اطلاعات $\hat{\delta}_u$ و $\hat{\delta}_\varepsilon$ است. $\hat{\delta}$ ها با S.D. (Standard Error) مشخص می‌شوند و وزن $\hat{\delta}_\varepsilon$ نسبت به $\hat{\delta}_u$ از طریق کمیتی بنام Rho یا ρ نمایش داده می‌شود لذا داریم:

$$\rho_{\hat{\delta}_\varepsilon} = \frac{\hat{\delta}_\varepsilon}{\hat{\delta}_u + \hat{\delta}_\varepsilon} \quad (۸)$$

$$\rho_{\hat{\delta}_\varepsilon} = \frac{\hat{\delta}_\varepsilon}{\hat{\delta}_u + \hat{\delta}_\varepsilon} \quad (۹)$$

این دو ρ بین صفر و یک قرار دارند و هرچه $\hat{\delta}_\varepsilon$ بزرگتر باشد و ρ آن نیز بزرگتر باشد شواهد اینکه مدل اثر ثابت باشد قوی‌تر است و انتخاب مدل اثرات ثابت موجه است.

جدول ۴. مقایسه $\hat{\delta}_u$ و $\hat{\delta}_\varepsilon$ برای تعیین اثرات ثابت یا تصادفی

Effects Specification		
	S.D.	Rho
Cross-section random	۰/۱۶۷۰۷۹	۰/۳۳۸۶
Idiosyncratic random	۰/۲۳۳۴۸۹	۰/۶۶۱۴

مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول (۴) نشان می‌دهد که $\hat{\delta}_E$ سهم زیادی از تغییرات جمله خطا ($\varepsilon_{it} + U_i$) دارد، یعنی ۰/۶۶ پس لازم است مدل به روش اثرات ثابت برآورد شود. در نهایت، از الگوی زیر به عنوان الگوی مدل در بازه زمانی (۱۳۸۴-۱۳۷۹) استفاده شده است:

$$\log \text{MOB}_{it} = \alpha_i + \beta_1 \log \text{TKL}_{it} + \beta_2 \log \text{GDPP}_{it} + \beta_3 \log \text{BTS}_{it} + \beta_4 \log \text{Price}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$\alpha_i = 1, 2, \dots, 28$$

که در آن:

MOB_{it} : تعداد تلفن همراه استان i در سال t

TKL_{it} : تعداد تلفن ثابت استان i در سال t

GDPP_{it} : تولید ناخالص داخلی سرانه استان i در سال t

BTS_{it} : تعداد سایت‌های استان i در سال t

Price_{it} : قیمت سیم کارت اول استان i در سال t

ε_{it} : جزء اخلاص

نتیجه برآورد رابطه (۱۰) به صورت زیر است:

$$\log \text{MOB}_{it} = -7/599 + 1/423 \log \text{TKL}_{it} + 0/408 \log \text{BTS}_{it} +$$

$$(-5/490) \quad (9/958) \quad (8/477)$$

$$- 0/137 \log \text{Price}_{it} + 0/094 \log \text{GDPP}_{it} \quad (11)$$

$$(-5/563) \quad (0/686)$$

$$R^2 = 0/985$$

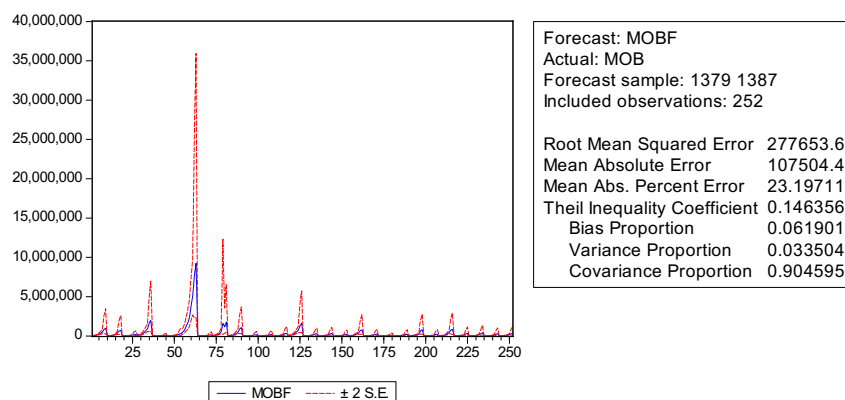
علامت تمام ضرایب برآورد شده مطابق با تئوری است. تعداد تلفن‌های ثابت، تولید ناخالص داخلی سرانه، تعداد آنتن‌های BTS تأثیر مثبت و قیمت سیم کارت تأثیر منفی بر تقاضای تلفن همراه دارند. البته ضرایب برآورد شده مربوط به متغیرهای تعداد تلفن ثابت و تعداد آنتن‌های BTS در سطح ۹۵ درصد معنادار بوده و متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه و قیمت سیم کارت در سطح ۹۵ درصد معنادار نیست.

تخمین تابع تقاضای تلفن همراه اول ... ۱۷۷

همچنین ضریب تعیین تعدیل شده (R^2) مدل ۰/۹۸۵ به دست آمده است که نشان می دهد قدرت توضیح دهندگی مدل مناسب است.

۲-۷. پیش بینی مدل در دوره زمانی (۱۳۸۵-۱۳۸۷)

در این بخش با این فرض که اگر اپراتور دوم تلفن همراه (ایرانسل) وارد بازار نمی شد و رشد میزان تقاضای تلفن همراه با همان روند رشد سال های (۱۳۷۹-۱۳۸۴) ادامه می یافت به پیش بینی تعداد تلفن همراه اول در سال های ۱۳۸۵، ۱۳۸۶ و ۱۳۸۷ پرداخته و سپس با مقایسه میزان پیش بینی شده با میزان تحقق یافته علل تأثیر یا عدم تأثیر ورود اپراتور دوم بر تقاضای تلفن همراه اول بررسی می شود.



مأخذ: نتایج تحقیق.

نمودار ۵. پیش بینی تعداد تلفن همراه طی سال های (۱۳۸۵-۱۳۸۷)

جدول ۵. مقایسه تعداد تلفن همراه پیش بینی شده و تحقق یافته سال های (۱۳۸۵-۱۳۸۷)

تعداد تلفن همراه اول کل کشور	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷
Mob _F (تعداد تلفن همراه پیش بینی شده)	۱۳۰۹۹۶۹۷	۲۰۲۷۶۶۹۵	۲۴۳۸۰۶۹۷
Mob _T (تعداد تلفن همراه تحقق یافته)	۱۵۳۸۵۲۸۹	۲۶۲۹۳۲۰۰	۳۳۷۴۴۶۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول (۵) نتایج پیش‌بینی تعداد تلفن همراه را در سال‌های ۱۳۸۵، ۱۳۸۶ و ۱۳۸۷ نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود در هر سه سال میزان پیش‌بینی شده کمتر از میزان واقعی است، این گونه می‌توان تصور کرد در صورتی که اپراتور دوم تلفن همراه وارد بازار نمی‌شد و میزان تقاضای تلفن همراه اول با همان روند رشد سال‌های (۱۳۸۴ - ۱۳۷۹) رشد می‌یافت میزان تقاضای تلفن همراه کمتر بود. بنابراین، ورود اپراتور دوم تقاضای تلفن همراه اول را تحت تأثیر قرار داده است و این تأثیر نیز مثبت بوده است، علل متعددی را می‌توان بیان کرد:

- پیش از ورود اپراتور دوم - ایرانسل، همراه اول تنها اپراتور ارائه‌کننده خدمات سیار بوده است و شرایط مقایسه و انتخاب برای مشترکین فراهم نبوده است و این انحصار باعث محدودیت تقاضای تلفن همراه اول شده است، اما خروج از حالت انحصار و ورود به شرایط رقابتی و ایجاد فرصت مقایسه و انتخاب برای مشترکین منجر به افزایش میزان تقاضا شده است.

- تا قبل از ورود ایرانسل قیمت سیم‌کارت همراه اول یک روند ثابت و بدون تغییر داشته است، اما با ورود ایرانسل قیمت رو به کاهش گذاشته، لذا با کاهش قیمت سیم‌کارت و ارزانتر شدن آن افراد بیشتری قادر به خرید شده و این مسئله نیز عاملی در جهت افزایش میزان تقاضای تلفن همراه اول بوده است.

- تا سال ۱۳۸۵ تنها تلفن همراه دائمی ارائه می‌شده است، اما از سال ۱۳۸۶ تلفن همراه اعتباری نیز توسط اپراتور اول ارائه شده به طوری که بخش عمده تلفن‌های ارائه‌شده توسط همراه اول، تلفن همراه اعتباری بوده است، لذا با توجه به اینکه قیمت این نوع تلفن همراه به مراتب پایین‌تر است لذا تغییر نوع تلفن همراه ارائه‌شده عاملی دیگر در جهت افزایش میزان تقاضا بوده است.

- عاملی دیگر که می‌توان به آن اشاره کرد، بهبود کیفیت شبکه تلفن همراه اول به واسطه ورود اپراتور دوم است که با جلب رضایت مشترکین منجر به افزایش میزان تقاضای تلفن همراه اول شده است.

۳-۷. برآورد مدل در دوره زمانی (۱۳۸۷-۱۳۷۹)

در این بخش متغیر اپراتور دوم به عنوان متغیر مجازی وارد مدل شده است، به طوری که برای سال‌هایی که اپراتور دوم هنوز وارد بازار نشده بود عدد صفر و برای سال‌هایی که اپراتور دوم وارد بازار شده است عدد یک در نظر گرفته شده است. دو نکته که باید مورد توجه قرار داد عبارت است از:

- با توجه به اینکه در سال‌های ۱۳۸۶ و ۱۳۸۷ دو نوع تلفن همراه دائمی و اعتباری توسط شرکت ارتباطات سیار ارائه شده است در این سال‌ها میانگین وزنی قیمت مورد استفاده قرار گرفته است.

- علت اینکه اپراتور دوم تلفن همراه به عنوان متغیر مجازی وارد مدل شده این است که تعداد تلفن همراه ارائه شده توسط این اپراتور در سال‌های مورد بررسی نه تنها به صورت استانی بلکه به صورت کشوری نیز گزارش نشده است، لذا اپراتور دوم به صورت متغیر مجازی نمایش داده شده است. در اینجا نیز همانند مرحله قبل، آزمون‌های لیمر و هاسمن برای انتخاب مدل مناسب انجام شده است نتیجه آزمون F در جدول زیر خلاصه شده است:

جدول ۶. نتیجه آزمون F برای تعیین روش داده‌های تابلویی یا ترکیبی

ردیف	متغیر	مقدار
۱	درجه آزادی صورت	۲۷
۲	درجه آزادی مخرج	۲۱۹
۳	مقدار آماره F	۱۴/۱۱۷ (۰/۰۰۰۰)
۴	مقدار بحرانی آماره F در سطح ۹۵ درصد	۱/۶۱

مأخذ: نتایج تحقیق.

مقدار بحرانی آماره F در سطح ۹۵ درصد برابر با ۱/۶۱ می‌باشد و ملاحظه می‌شود آماره F محاسبه شده بیشتر از مقدار بحرانی است، لذا فرضیه صفر مبنی بر برابری تمام عرض از مبدأها پذیرفته نمی‌شود و لازم است مدل به روش داده‌های تابلویی برآورد شود. حال برای انتخاب بین دو مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده می‌شود.

جدول ۷. نتیجه آزمون هاسمن برای تعیین اثرات ثابت یا تصادفی

Correlated Random Effects-Hausman Test			
Test cross-Section Random Effects			
Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section Random	0	5	1

مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول (۷) نشان می‌دهد که همانند حالت اول آماره X^2 برابر با صفر و احتمال متناظر با آن برابر با یک است که این نتیجه گویای این مطلب است که آزمون هاسمن قادر نیست به خوبی پاسخ دهد که

مدل به روش اثرات ثابت یا به روش اثرات تصادفی برآورد شود، بنابراین از معیار دوم جهت تعیین روش برآورد استفاده می‌شود.

جدول ۸. مقایسه $\hat{\delta}_u$ و $\hat{\delta}_\varepsilon$ برای تعیین اثرات ثابت یا تصادفی

Effects Specification		
	S.D.	Rho
Cross-Section Random	۰/۵۵۲۵۵۵	۰/۷۷۵۱
Idiosynratic Rrandom	۰/۲۹۷۶۴۷	۰/۲۲۴۹

مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول (۸) نشان می‌دهد که $\hat{\delta}_u$ سهم زیادی از تغییرات جمله خطا $(\varepsilon_{it} + U_i)$ دارد یعنی ۰/۷۷ پس لازم است مدل به روش اثرات تصادفی برآورد شود. در نهایت، از الگوی زیر به عنوان الگوی مدل در بازه زمانی (۱۳۸۷-۱۳۷۹) استفاده می‌کنیم:

$$\log \text{MOB}_{it} = \alpha + \beta_1 \log \text{TKL}_{it} + \beta_2 \log \text{BTS}_{it} + \beta_3 \log \text{GDPP}_{it} + \beta_4 \log \text{Price}_{it} + \beta_5 \text{DAMI} \text{rancell} \quad (12)$$

$$\log \text{MOB}_{it} = -2/255 + 0/775 \log \text{TKL}_{it} + 0/641 \log \text{BTS}_{it}$$

(۹/۱۴۲) (۵/۳۳۴) (-۱/۲۷۵)

$$+ 0/661 \log \text{GDPP}_{it} - 0/179 \log \text{Price}_{it} + 0/292 \text{DAMI} \text{rancell} \quad (13)$$

(۳/۶۳۹) (-۵/۳۳۲) (۵/۳۵۰)

$$R^2 = 0/954$$

با توجه به نتایج برآورد تمام پارامترها علامت مورد انتظار را داشته و علامت آنها منطبق با انتظار تئوریک است. متغیرهای تعداد تلفن ثابت، تولید ناخالص داخلی سرانه و تعداد آنتن‌های BTS تأثیر مثبتی بر تقاضای تلفن همراه اول داشته و متغیر قیمت اثر منفی بر تقاضا دارد. از سوی دیگر، تمام پارامترهای برآورد شده در سطح ۹۵ درصد معنادار هستند.

با توجه به نتایج برآورد ملاحظه می‌کنیم که ضریب متغیر دامی مثبت است و در سطح ۹۵ درصد معنادار است. بنابراین می‌توان بیان نمود بین ورود اپراتور جدید و تقاضای تلفن همراه اول رابطه مثبت و معنادار وجود دارد بدین روی می‌توان نتیجه گرفت که ورود ایرانسل بر تقاضای تلفن همراه اول مؤثر و مثبت بوده است، به عبارت دیگر ورود ایرانسل منجر به افزایش تقاضای تلفن همراه اول شده است.

۴-۷. کشش قیمتی و درآمدی

کشش قیمتی تقاضا حساسیت نسبی در مقدار کالای تقاضا شده را نسبت به تغییرات قیمت آن کالا اندازه‌گیری می‌کند، به عبارت دیگر ضریب کشش قیمتی درصد تغییر در مقدار کالای تقاضا شده را به ازاء یک درصد تغییر در قیمت کالا نشان می‌دهد. در دوره زمانی (۱۳۸۴ - ۱۳۷۹) متغیر قیمت معنادار نیست، لذا تفسیر نمی‌شود اما در دوره زمانی (۱۳۸۷ - ۱۳۷۹) کشش قیمتی برابر با ۰/۱۷- است که نشان می‌دهد به ازاء یک درصد افزایش قیمت میزان تقاضا ۰/۱۷ درصد کاهش می‌یابد. کوچکتر از یک بودن $1 < |0.17|$ کشش قیمتی نشان می‌دهد که تلفن همراه اول کالایی کم کشش است. دلایل مختلفی می‌توان برای کم کشش بودن تقاضای تلفن همراه اول برشمرد:

- نداشتن جانشین مناسب: اگرچه اپراتور دوم تلفن همراه از سال ۱۳۸۵ وارد بازار ارتباطات سیار شده است، اما به دلیل عدم ارائه خدمات توسط این اپراتور در تمام نقاط کشور و در نتیجه عدم امکان استفاده از آن در تمام استان‌های کشور در سال اول آغاز به کار و گسترش تدریجی دامنه پوشش تا سال ۱۳۸۷ نارضایتی مشتریان را به دنبال داشته که این مسئله سبب شده افرادی که متقاضی استفاده از تلفن همراه بوده‌اند از تلفن همراه اول استفاده کنند، لذا این گروه از متقاضیان حساسیت چندانی بر روی تغییر قیمت نداشته‌اند.

- هزینه برقراری ارتباط: از آنجایی که هزینه برقراری ارتباط همراه اول با سایر تلفن‌ها اعم از تلفن همراه اول، ایرانسل و تلفن ثابت کمتر از هزینه برقراری ارتباط ایرانسل با سایر تلفن‌ها می‌باشد و با توجه به آنکه تلفن همراه اول از سال ۱۳۷۳ در کشور راه‌اندازی شده است و دامنه گسترش آن وسیعتر می‌باشد، لذا متقاضیان تلفن همراه به استفاده از تلفن همراه اول گرایش پیدا کرده‌اند.

معمولاً کالاهایی که از کشش قیمتی تقاضای کمی برخوردارند $1 < |\epsilon_{11}|$ از کشش درآمدی پایینی نیز برخوردار می‌باشند یعنی کالاهای ضروری هستند که در اینجا کشش درآمدی برابر با ۰/۶۶۱ در بازه زمانی (۱۳۸۷-۱۳۷۹) ضروری بودن تلفن همراه را تأیید می‌کند.^۱

۱. اگر $\eta_1 > 0$ باشد کالا عادی است و یک کالای عادی هنگامی که η_1 آن کوچکتر از یک باشد کالای ضروری است.

۸. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

براساس یافته‌های مدل برآورد شده تعداد تلفن ثابت دارای رابطه مثبت و معنادار با تقاضای تلفن همراه در استان‌های مختلف طی دوره مورد بررسی است. از آنجایی که مکالمات تلفن امری دو یا چندجانبه است و برای انجام آن حداقل دو فرد باید وجود داشته باشد و با در نظر گرفتن این فرض که برقراری یک مکالمه تلفنی نیاز به دو طرف دارد که یکی از دو طرف ارتباط دارای تلفن ثابت و دیگری دارای تلفن همراه باشد. بدین روی انتظار می‌رود افزایش تعداد تلفن ثابت باعث افزایش تقاضای تلفن همراه شود، زیرا این مسئله امکان برقراری ارتباط را افزایش می‌دهد.

تعداد آنتن‌های BTS نیز دارای رابطه مثبت و معنادار بر تقاضای تلفن همراه می‌باشد. افزایش آنتن‌های BTS باعث گسترش شبکه و افزایش میزان آنتن‌دهی می‌شود، لذا مکان‌های بیشتری تحت پوشش شبکه تلفن همراه قرار می‌گیرند و بدین وسیله محدودیت‌های ارتباطی ناشی از عدم آنتن‌دهی و عدم دسترسی کاهش می‌یابد و امکان برقراری ارتباط بیشتر می‌شود، بنابراین تقاضای تلفن همراه نیز افزایش می‌یابد.

تولید ناخالص داخلی سرانه دارای تأثیر مثبت بر تقاضای تلفن همراه است، اما این تأثیر در دوره زمانی (۱۳۷۹-۱۳۸۴) معنادار نیست. لذا تفسیر نمی‌شود اما در دوره زمانی (۱۳۷۹-۱۳۸۷) معنادار است که نشان می‌دهد که با افزایش درآمد تقاضای افراد افزایش می‌یابد.

قیمت سیم‌کارت نیز در دوره زمانی (۱۳۷۹ - ۱۳۸۴) معنادار نیست، لذا تفسیر نمی‌شود اما در این دوره زمانی معنادار و تأثیر آن منفی است که نشان می‌دهد با تغییر شرایط (ورود ایرانسل) افراد دارای فرصت انتخاب و مقایسه شده و نسبت به قیمت حساس شده و به تغییرات آن واکنش نشان می‌دهند.

با توجه به نتایج برآورد ملاحظه می‌شود که ضریب متغیر دامی مثبت است و در سطح ۹۵ درصد معنادار است. بنابراین می‌توان بیان نمود بین ورود اپراتور جدید و تقاضای تلفن همراه اول رابطه معنادار وجود دارد، بدین روی می‌توان نتیجه گرفت که ورود ایرانسل بر تقاضای تلفن همراه اول مؤثر بوده است. به عبارت دیگر، ورود ایرانسل منجر به افزایش تقاضای تلفن همراه اول شده است. همچنین تلفن همراه اول کالایی کم‌کشش است و معمولاً کالاهایی که از کشش تقاضای کمی برخوردارند از کالاهای ضروری هستند.

• با توجه به تغییراتی که ورود اپراتور دوم بر بازار ارتباطات سیار کشور داشته است توصیه می‌شود با فراهم نمودن شرایط ورود اپراتور سوم فضای رقابتی تقویت شود که تقویت فضای رقابتی می‌تواند منجر به ارائه خدمات با کیفیت مطلوب توسط اپراتورها شود.

• از آنجایی که تأثیر قیمت بر تقاضای تلفن همراه معنادار می‌باشد و درآمد ناشی از فروش سیم‌کارت بخش بسیار کوچکی از درآمد شرکت ارتباطات سیار است و بخش عمده درآمد شرکت ناشی از خدماتی

است که به واسطه تلفن همراه به مشترکین ارائه می شود، لذا توصیه می شود که قیمت سیم کارت تا حد امکان کاهش داده شود و حتی سیم کارت به صورت MMS رایگان در اختیار متقاضیان قرار گیرد.

- توصیه می شود به منظور جذب هر چه بیشتر تعداد مشترکین، شرکت ارتباطات سیار به ارائه خدمات متنوعی چون اینترنت موبایل و ... در سطح گسترده پردازد.

منابع

- افلاطونی، عباس و لیلی نیکبخت (۱۳۸۹)، کاربرد اقتصادسنجی در تحقیقات حسابداری، مدیریت مالی و علوم اقتصادی، چاپ اول، تهران: انتشارات ترمه.
- زراءزاد، منصور و ابراهیم انواری (۱۳۸۵)، "برآورد تابع قیمت هدانیک مسکن شهر اهواز به روش داده های ترکیبی"، فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، سال هشتم، شماره ۲۸، صص ۱۶۸-۱۳۹.
- شرکت تأمین سرمایه امین (۱۳۸۸)، گزارش ارزشگذاری شرکت مخابرات ایران.
- عاملی، سیدرضا، صبار، شاهو و مهدی رنجبرمضانی (۱۳۸۷)، مطالعات تلفن همراه زندگی در حال حرکت، چاپ اول، تهران: انتشارات سمت.
- فراهانی، طیه (۱۳۸۸)، "جایگزینی و رقابت بین تلفن همراه و ثابت: یک مطالعه تجربی در ایران"، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۸۶، صص ۱۹۲-۱۸۱.
- کوثری، مسعود و طاهره خیرخواه (۱۳۸۷)، "تحلیل محتوای پیام های کوتاه دانشجویان دانشگاه های تهران"، فصلنامه علمی-پژوهشی تحقیقات فرهنگی، سال اول، شماره ۲، صص ۷۸-۵۷.
- گجراتی، دامور (۱۳۸۵)، مبانی اقتصادسنجی، ترجمه حمید ابریشمی، جلد دوم، چاپ چهارم، تهران: انتشارات دانشگاه تهران.
- Baltagi Baid`H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, United Kingdom, Wiley Publishers.
- Xiao - Qiang Zahang (2005), "Estimating Network Effects in China's Telecommunications", *Economics & Management Sciences*, Vol. 4, No. 3, PP. 175-178.
- Farooq Syed Umar (2010), "The Analysis Cellular Service and Estimating Fixed to Mobile Price Elasticities- A Case Study of United Kingdom", *European Journal of Scientific Research*, Vol. 40, No. 3, PP. 428-440.
- www.mci.ir
- www.tci.ir
- www.cbi.ir
- www.pyramidresearch.com

