فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال نوزدهم، شماره ۶۰، زمستان ۱۳۹۰، صفحات ۱۸۴ – ۱۶۱

تخمین تابع تقاضای تلفن‌همراه اول با تأکید بر ورود اپراتور جدید

محمدرضا میرزایی‌نژاد
عضو هیأت‌علمی دانشکده اقتصاد و حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز
moh.mirzaeenejad@iauctb.ac.ir

خشایار سیدشکری
عضو هیأت‌علمی 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 قرارگرفته است. لذا در این مقاله تقاضای تلفن‌همراه (همراه اول) و نحوه تأثیر متغیرهای تلفن ثابت، آنتن‌های BTS، قیمت سیم‌کارت 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 این‌صورت 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 تلفن‌همراه وارد بازار نشده است، پیش‌بینی انجام و درنهایت برای دوره زمانی (۱۳۸۷–۱۳۷۹) با درنظرگرفتن اپراتور دوم مدل برآورد می گردد. 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 تلفن‌همراه اول رابطه مثبت و معناداری وجود دارد و با ورود اپراتور جدید تقاضای تلفن‌همراه اول افزایش یافته است. همچنین، تلفن‌همراه اول دارای تقاضای کم‌کشش و نیز یک کالای ضروری است.

طبقه‌بندی JEL: *C3, R2.*

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

* **تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۲/۷** **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۱۰/۲۳**

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

۱. مقدمه

با عنایت به اهمیت ایجاد و گسترش شبکه‌های ارتباطی - مخابراتی از سال ۱۳۷۳ شبکه تلفن‌همراه 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 صحه می‌گذارد. در این مقاله تقاضای تلفن‌همراه اول و تأثیر ورود اپراتور دوم بر آن موردتوجه قرار گرفته است و این فرضیه آزمون شده است که بین ورود اپراتور جدید و تقاضای تلفن‌همراه اول رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

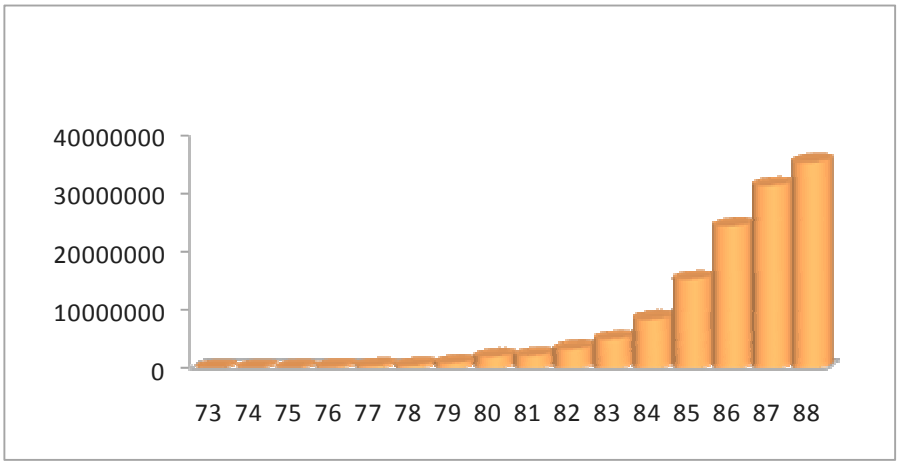
برای بررسی موضوع، مقاله در هفت بخش تنظیم شده است. بخش اول نگاهی به بازار تلفن‌همراه در کشور دارد. بخش دوم به مبانی‌نظری می‌پردازد. بخش سوم به پیشینه تحقیق اختصاص دارد. روش تحقیق در بخش چهارم مورد بررسی قرار می‌گیرد. بخش پنجم مربوط به آزمون‌های مربوط به انتخاب مدل مناسب است و بخش ششم به بیان نتایج آزمون‌ها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

۲. نگاهی به بازار تلفن‌همراه کشور

۲-۱. مروری بر بازار تلفن‌همراه

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 تحت‌پوشش 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 تلفن‌همراه را در سال‌های (۱۳۸۸-۱۳۷۳) نشان می‌دهد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]



مأخذ: گزارش‌های مخابرات، ۱۳۸۹.

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

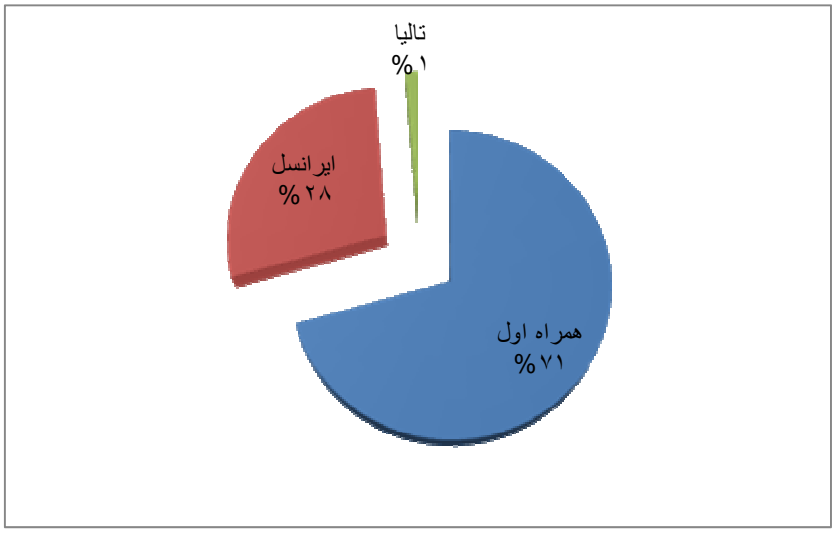
۲-۲. اپراتورها

شرکت ارتباطات سیار که از ابتدا تحت عنوان "امور ارتباطات سیار" به‌عنوان 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 تلفن‌همراه اعتباری را تحت‌عنوان تالیا راه‌اندازی نمود و دومین اپراتور تلفن‌همراه – 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 تلفن‌همراه کل کشور در پایان سال ۱۳۸۷ طبق نمودار زیر است:

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]



مأخذ: گزارش‌های مخابرات، ۱۳۸۹.

نمودار ۲. تعداد مشترکین تلفن‌همراه کل‌کشور (همراه اول، ایرانسل، تالیا)

۲ـ ۳. ترکیب مشترکان (دائمی و اعتباری)[1]

در تمام کشورهای عرب منطقه خاورمیانه ۷۵ درصد مشترکین از خدمات تلفن‌های پیش‌پراختی (اعتباری)[2] 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 تعیین‌شده می‌توان بهره‌برداری کرد. به‌عبارت دیگر، هزینه ارتباط قبل از برقراری پرداخت می‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

جدول ۱. سهم خطوط پیش‌پرداختی و پس‌پرداختی[1] شرکت مخابرات ایران در سال‌های اخیر

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

مأخذ: گزارش‌های مخابرات، ۱۳۸۹.

پیش‌بینی می‌شود با توجه به سهم موجود در کشورهای باثبات منطقه از نظر بازار تلفن‌همراه و همچنین جمعیت جوان کشور که تمایل بیشتری به استفاده از خطوط پیش‌پرداختی به دلیل مزایایی که در قابلیت کنترل هزینه‌های مکالمه دارد، سهم خطوط پیش‌پرداختی 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 تلفن‌همراه ابتدا لازم است متغیرهای مؤثر بر تقاضای تلفن‌همراه شناسایی و مورد بررسی قرار گیرد. این متغیرها عبارتند از:

ـ تولید ناخالص داخلی سرانه: یکی از عواملی که تقاضای مصرف‌کننده را برای یک کالا تحت‌تأثیر قرار می‌دهد درآمد مصرف‌کننده است. با توجه به آنکه درآمد ملی کشور به تفکیک استان‌ها توسط مرکز آمار یا بانک مرکزی گزارش نمی‌شود تولید ناخالص داخلی جایگزین درآمد شده است و داده‌ها با استفاده از شاخص CPI (بر حسب قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳) تعدیل شده‌اندکه با تقسیم تولید ناخالص داخلی بر جمعیت تولید ناخالص داخلی سرانه محاسبه شده و در مدل مورد استفاده قرار گرفته است.

ـ گسترش شبکه: بهبود کمی و کیفی ارتباط‌دهی و آنتن‌دهی شبکه تلفن‌همراه بیش از هر چیز دیگر منوط به تعداد آنتن‌های BTS[2] نصب شده می‌باشد، لذا در این پژوهش از تعداد آنتن‌های BTS به‌عنوان شاخص

۱. تلفن‌همراه دائمی یا Postpaid در این تلفن جهت فعالسازی سیم‌کارت نیازی به پیش‌پرداخت نیست، بلکه هزینه‌های مربوطه در فواصل زمانی منظم طی صورت حساب به دارنده سیم‌کارت اعلام می‌شود.

۲. سایت یا BTS ایستگاه فرستنده/ گیرنده ثابت

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

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

ـ قیمت سیم‌کارت: قیمت یکی از عواملی است که در تقاضای یک کالا نقش مهمی ایفا می‌کند. اگرچه قیمت سیم‌کارت تلفن‌همراه اول در دوره زمانی (۱۳۸۴-۱۳۷۹) ثابت بوده است و با ورود ایرانسل به بازار تلفن‌همراه قیمت سیم‌کارت 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 سیم‌کارت در برآورد تابع تقاضا لحاظ شده است.



مأخذ: گزارش‌های مخابرات، ۱۳۸۹.

نمودار ۳. مقایسه قیمت سیم‌کارت تلفن‌همراه اول طی سال‌های (۱۳۸۷-۱۳۷۹)

ـ 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 تلفن‌همراه باشد برقراری ارتباط با فرد B مستلزم آن نیست که فرد B حتماً دارای تلفن‌همراه باشد، بلکه اگر فرد B دارای تلفن ثابت باشد برقراری ارتباط امکان‌پذیر می‌شود، بنابراین تعداد تلفن ثابت نیز تقاضای تلفن‌همراه را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد، لذا تعداد تلفن ثابت به‌عنوان یکی از عوامل مؤثر بر تقاضا در مدل وارد شده است.

ـ هزینه یک دقیقه مکالمه با تلفن‌همراه (ریال): هزینه یک دقیقه مکالمه با تلفن‌همراه در ساعات مختلف روز و ایام هفته متفاوت است، همچنین هزینه مکالمه شهری و بین‌شهری نیز متفاوت است. علاوه بر این، مکالمه بین‌شهری هزینه جابجایی را نیز در برمی‌گیرد. لذا برای به‌دست‌آوردن هزینه یک دقیقه مکالمه می‌بایست میانگین وزنی از این ترافیک و قیمت‌ها را محاسبه کرد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

میزان دقایق مکالمه یک مشترک تلفن‌همراه 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 ۲۰دقیقه مابقی را در فاصله ساعات ۲۳-۲۱ انجام داده که این بخش از مکالمه نیز شهری بوده است. در حالی‌که کل ۳۰ دقیقه مکالمه مشترک B بین‌شهری بوده و در یک روز تعطیل انجام شده است. در نتیجه، با وجود اینکه هر دو مشترک میزان دقایق مکالمشان یکسان بوده است، اما مکالمه در زمان‌های متفاوت انجام شده است و به لحاظ شهری و بین‌شهری 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 بین‌شهری، 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. به‌عنوان 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 تلفن‌همراه، 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 تلفن‌همراه را از تحلیل‌ها حذف کرده‌ایم. یکی عدم امکان محاسبه میانگین هزینه یک دقیقه مکالمه با تلفن‌همراه و دیگری هزینه یک دقیقه مکالمه با تلفن‌همراه در فاصله زمانی (۱۳۸۷-۱۳۷۹) تقریباً ثابت بوده و یا تغییر جزیی داشته است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]



مأخذ: گزارش‌های مخابرات، ۱۳۸۹.

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

۴. پیشینه تحقیق

در سال‌های اخیر تحقیقات بسیاری در زمینه تلفن‌همراه 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 تلفن‌همراه 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 تلفن‌همراه و ثابت را به طور تخمینی بیان کرده است و شدت جایگزینی بین تلفن‌همراه و ثابت را برای کشور ایران مورد مطالعه قرار داده است. نتایج حاکی از این واقعیت است که در طول دوران مورد بررسی (۱۳۸۶-۱۳۷۳) تعداد مشترکان تلفن‌همراه 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 تلفن‌همراه طی سال‌های اخیر باشد و توسعه این روند ممکن است در آینده‌ای نزدیک به جانشینی کامل تلفن‌همراه منجر شود. کشش‌های قیمتی خدمات تلفن ثابت و همراه حاکی از حساسیت مشترکان به قیمت این خدمات به ویژه تلفن‌همراه است، لذا نیروهای بازار برای کنترل قیمت کافی نیستند و

۱. قابل ذکر است که مطالعات انجام شده در سطح کشور در زمینه تلفن‌همراه جنبه‌های علوم اجتماعی، فنی و پزشکی را در برگرفته و جستجو درجهت یافتن مطالعه‌ای که به‌طور خاص به برآورد تابع تقاضای تلفن‌همراه پرداخته باشد تنها یک نتیجه در برداشت.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

تنظیمات خدمات و قیمت مورد نیاز است. این در حالی است که کشش‌های متقاطع بین تلفن‌همراه 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[1] ارزش اثرات شبکه را بررسی می‌کند. مهم‌ترین نتیجه بدست آمده از این تحقیق عبارت است از اینکه اثرات شبکه در بازار ارتباطات سیار چین قابل‌توجه و معنادار است و نادیده گرفتن این آثار منجربه 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 تلفن‌همراه یا تلفن‌ثابت تحت‌تأثیر قیمت است و یک کاهش کوچک در قیمت ظرفیت هر دوی تلفن‌همراه و تلفن‌ثابت را افزایش می‌دهد و دولت می‌بایست نقش و سیاستش را از تنظیم قیمت و اندازه شبکه تغییر داده و برروی 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 تلفن‌همراه ملی می‌باشد و مشترکین تلفن‌همراه در سراسر کشور قرار گرفته‌اند لازم است داده‌ها به‌گونه‌ای درنظرگرفته شود که تمام مشترکین را در برگیرد، به‌همین منظور از روش ترکیب داده‌های سری زمانی ـ مقطعی استفاده شده است.

داده‌های تابلویی[2] مجموعه‌ای از داده‌ها هستندکه متشکل از تعداد زیادی از متغیرهای مقطعی (N) است‌که 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 (زراءنژاد و انواری، ۱۳۸۵). با توجه به

1. Metcalf Law
2. Metcalf Law

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

این مطالب در پژوهش حاضر تقاضای تلفن‌همراه ۲۸ استان کشور[۱] ($N = 28$) طی سال‌های (۱۳۸۷-۱۳۷۹) ($T = 9$) بررسی شده است.

۶. آزمون‌های انتخاب مدل مناسب

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

$$Y_{it} = \Sigma_{j=1}^{K} \beta_j X_{jit} + \Sigma_{P=1}^{S} \gamma_P Z_{pi} + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

در رابطه فوق، Y: نشان‌دهنده متغیر وابسته، X: متغیرهای توضیحی قابل‌مشاهده 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- مارکف[۲] را دارا است. مدل‌های مختلف Panel Data از ساختار کلی این رابطه ایجاد می‌شوند.

۶-۱. رگرسیون ترکیبی[۳]

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

$$Y_{it} = \alpha + \Sigma_{j=1}^{K} \beta_j X_{jit} + \varepsilon_{it} \qquad (۲)$$

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 (ols، Gls 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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

۶-۲. مدل اثرات ثابت[1]

اگر X_{it}ها قابل مشاهده و Z_iها غیرقابل مشاهده باشند و عناصر X_{it} با Z_i همبستگی داشته باشند، آنگاه نه می‌توان Z_iها را حذف نمود زیرا به دلیل همبستگی با X_{it}ها دچار حذف متغیرهای مهم و اریب‌دار شدن نتایج می‌شویم و نه می‌توان Z_iها را صریحاً وارد مدل کرد زیرا غیرقابل مشاهده هستند، بنابراین چون Z_iها مختص مقاطع هستند با استفاده از تکنیک ورود متغیر مجازی[2] به ازای هر مقطع مدل برآورد می‌شود. لذا مدل (۱) به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

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

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

اصطلاح اثرات ثابت از این حقیقت ناشی می‌شود که با وجود تفاوت هرعرض از مبدأ میان مقاطع (وجود اندیس i)، اما عرض از مبدأ هر مقطع طی زمان تغییر نمی‌کند یعنی طی زمان بی‌تغییر یا غیرمتغیر است (α اندیس t ندارد).

۶-۳. مدل اثرات تصادفی[3]

اگر Z_iها غیرقابل مشاهده اما با X_{it}ها غیرهمبسته باشند حذف Zها از معادله (۱) در اریبی βها اثر ندارد، لذا می‌توان با حذف آنها تخمین سازگار از βها به‌دست آورد اما برای تضمین کارایی تخمین‌زن‌ها مدل (۱) را به‌گونه‌ای بازنویسی می‌کنیم که به تخمینی کارا برسیم:

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

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. به‌دلیل وجود عنصر تصادفی U_i مختص هر مقطع این مدل را تصادفی می‌نامند. مدل اثرات تصادفی به دلیل دارابودن جمله خطای ترکیبی $\varepsilon_{it} + U_i$ شامل دو (یا چند) جزء مدل اجزاء خطا نیز نامیده می‌شود (گجراتی دامور، ۱۳۸۵، بالتاگی، ۲۰۰۵ و زراءنژاد و انوری، ۱۳۸۵).

---

1. Fixed Effect Method (FEM)

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

3. Random Effect Method (REM)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

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

۶-۴. آزمون F

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

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

$H_{\circ} : \alpha_1 = \alpha_2 = ... = \alpha_k \Leftrightarrow$ مدل pooled تمام عرض مبدأها با هم برابرند

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

فرضیه صفر آزمون بیان می‌کند که تفاوتی میان ضرایب برآوردشده برای تک تک مقاطع و ضریب برآوردشده جمعی وجود ندارد بدین معناکه لزومی به برآورد مدل با استفاده از داده‌های تابلویی وجود ندارد (جعفری‌صمیمی و اختیاری، ۱۳۸۷).

آماره آزمون آماره آزمون چاو خواهد بود:

$$F = \frac{(R^2_{LSDV} - R^2_{Pooled)/T-1}}{(1 - R^2_{LSDV})/(NT - T - K)} \quad (۵)$$

یا

$$F = \frac{(Rss_{Pooled} - R_{LSDV)/T-1}}{R_{LSDV}/(NT - T - K)} \quad (۶)$$

که در آن، R^2_{LSDV} و RSS_{LSDV} به‌ترتیب ضریب تعیین و مجموع مربعات باقیمانده‌های حاصل از مدل نامقید (FEM) و R^2_{Pooled} و RSS_{Pooled} به‌ترتیب 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). درصورتی‌که فرض صفر رد نشود از مدل Pooled برای برازش داده‌ها استفاده می‌کنیم، اما درصورت رد فرضیه صفر برای انتخاب بین دو مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی باید آزمون هاسمن انجام گیرد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

۶-۵. آزمون هاسمن

همان‌طورکه 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 به‌صورت زیر است:

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

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

آماره آزمون هاسمن به‌صورت زیر است:

$$H = (\hat{\beta}_{FEM} - \hat{\beta}_{REM})(\hat{V}ar(\hat{\beta}_{FEM}) - \hat{V}ar(\hat{\beta}_{REM}))^{-1}(\hat{\beta}_{FEM} - \hat{\beta}_{REM}) \approx \gamma \qquad (۷)$$

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).

به‌طور 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 شودکه این کار با آزمون هاسمن صورت می‌گیرد.

۷. برآورد مدل

برای دستیابی به هدف مقاله، ابتدا برای دوره زمانی (۱۳۸۴-۱۳۷۹) مدل برآورد می‌شود یعنی دوره‌ای که اپراتور دوم وارد بازار نشده است.[۱] سپس، برای دوره زمانی (۱۳۸۷-۱۳۸۵) با این فرض که اپراتور دوم تلفن‌همراه وارد بازار نشده است و تداوم روند گذشته پیش‌بینی انجام می‌شود و درنهایت برای دوره زمانی (۱۳۸۷-۱۳۷۹) با درنظرگرفتن اپراتور دوم مدل برآورد می‌شود و نتایج مقایسه می‌شود.

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

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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

فرضیه صفر آزمون بیان می‌کندکه تفاوتی میان ضرایب برآوردشده برای تک‌تک مقاطع و ضریب برآورده شده جمعی وجود ندارد بدین معنا که لزومی به برآورد مدل با استفاده از داده‌های تابلویی نیست، به‌عبارت 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 برابربودن تمام عرض از مبدأها 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.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

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 به‌وسیله شاخصی سهم هریک از اجزاء را از تغییرات تعیین کرد می‌توان نتیجه گرفت که مدل به روش اثرات ثابت یا به‌روش 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:

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

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

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.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

جدول (۴) نشان می‌دهد که $\hat{\delta}_{\varepsilon}$ 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 به‌عنوان الگوی مدل در بازه زمانی (۱۳۸۴-۱۳۷۹) استفاده شده است:

$$\log MOB_{it} = \alpha_i + \beta_1 \log TKL_{it} + \beta_2 \log GDPP_{it} + \beta_3 \log BTS_{it} + \beta_4 \log Price_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱۰)$$

$$\alpha_1 = 1,2,...,28$$

که در آن:

MOB_{it}: تعداد تلفن‌همراه 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 سیم‌کارت اول استان i در سال t

ε_{it}: جزء اخلال

نتیجه برآورد رابطه (۱۰) به‌صورت زیر است:

$$\log MOB_{it} = -7/599 + 1/423 \log TKL_{it} + 0/408 \log BTS_{it} +$$

(-۵/۴۹۰) (۹/۹۵۸) (۸/۴۷۷)

$$- 0/137 \log Price_{it} + 0/094 \log GDPP_{it} \qquad (۱۱)$$

(-۵/۵۶۳) (۰/۶۸۶)

$$R^2 = 0/985$$

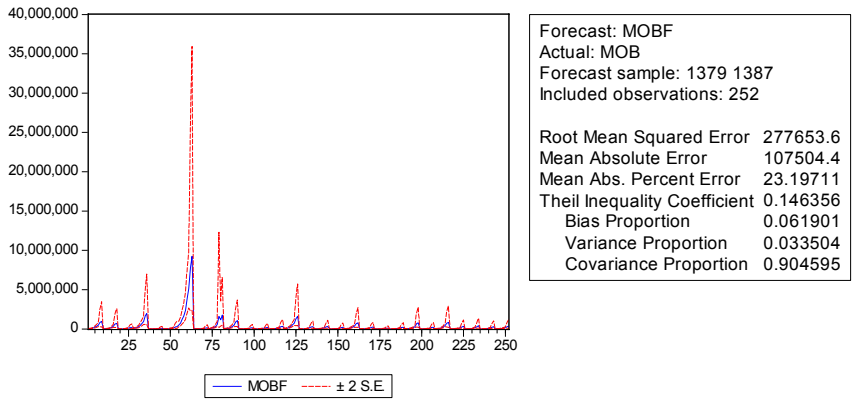
علامت تمام ضرایب برآورد شده مطابق با تئوری است. تعداد تلفن‌های ثابت، تولید ناخالص داخلی سرانه، تعداد آنتن‌های BTS تأثیر مثبت و قیمت سیم‌کارت تأثیر منفی بر تقاضای تلفن‌همراه دارند. البته ضرایب برآورد شده مربوط به متغیرهای تعداد تلفن ثابت و تعداد آنتن‌های BTS در سطح ۹۵ درصد معنادار بوده و متغیر تولید ناخالص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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

همچنین ضریب تعیین تعدیل شده (R^2) مدل ۰/۹۸۵ به‌دست آمده است که نشان می‌دهد قدرت توضیح‌دهندگی مدل مناسب است.

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

در این بخش با این فرض که اگر اپراتور دوم تلفن‌همراه (ایرانسل) وارد بازار نمی‌شد و رشد میزان تقاضای تلفن‌همراه با همان روند رشد سال‌های (۱۳۸۴-۱۳۷۹) ادامه می‌یافت به پیش‌بینی تعداد تلفن‌همراه اول در سال‌های ۱۳۸۵، ۱۳۸۶ و ۱۳۸۷ پرداخته و سپس با مقایسه میزان پیش‌بینی شده با میزان تحقق‌یافته علل تأثیر یا عدم‌تأثیر ورود اپراتور دوم بر تقاضای تلفن‌همراه اول بررسی می‌شود.



مأخذ: نتایج تحقیق.

نمودار ۵. پیش‌بینی تعداد تلفن‌همراه طی سال‌های (۱۳۸۷-۱۳۸۵)

جدول ۵. مقایسه تعداد تلفن‌همراه پیش‌بینی شده و تحقق‌یافته سال‌های (۱۳۸۷-۱۳۸۵)

تعداد تلفن‌همراه اول کل کشور	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷
Mob_f (تعداد تلفن‌همراه پیش‌بینی شده)	۱۳۰۹۹۶۹۷	۲۰۲۷۶۶۹۵	۲۴۳۸۰۶۹۷
Mob_r (تعداد تلفن‌همراه تحقق‌یافته)	۱۵۳۸۵۲۸۹	۲۶۲۹۳۲۰۰	۳۳۷۴۴۶۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

جدول (۵) نتایج پیش‌بینی تعداد تلفن‌همراه 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، این‌گونه می‌توان تصور کرد در صورتی که اپراتور دوم تلفن‌همراه وارد بازار نمی‌شد و میزان تقاضای تلفن‌همراه اول با همان روند رشد سال‌های (۱۳۸۴ - ۱۳۷۹) رشد می‌یافت میزان تقاضای تلفن‌همراه کمتر بود. بنابراین، ورود اپراتور دوم تقاضای تلفن‌همراه اول را تحت‌تأثیر قرار داده است و این تأثیر نیز مثبت بوده است، علل متعددی را می‌توان بیان کرد:

ـ 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 تلفن‌همراه 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.

ـ 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 تلفن‌همراه اول بوده است.

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

ـ عاملی دیگر که می‌توان به آن اشاره کرد، بهبود کیفیت شبکه تلفن‌همراه اول به واسطه ورود اپرتور دوم است که با جلب رضایت مشترکین منجر به افزایش میزان تقاضای تلفن‌همراه اول شده است.

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

در این بخش متغیر اپراتور دوم به عنوان متغیر مجازی وارد مدل شده است، به طوری‌که 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:

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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

ـ علت اینکه اپراتور دوم تلفن‌همراه به‌عنوان متغیر مجازی وارد مدل شده این است که تعداد تلفن‌همراه 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 محاسبه‌شده بیشتر از مقدار بحرانی است، لذا فرضیه صفر مبنی بر برابربودن 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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

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 به‌عنوان الگوی مدل در بازه زمانی (۱۳۸۷-۱۳۷۹) استفاده می‌کنیم:

$$\log MOB_{it} = \alpha + \beta_1 \log TKL_{it} + \beta_2 \log BTS_{it} + \beta_3 \log GDPP_{it} + \beta_4 \log Price_{it} + \beta_5 DAMIrancell \quad (۱۲)$$

$$\log MOB_{it} = -2/255 + 0/775 \log TKL_{it} + 0/641 \log BTS_{it} + 0/661 \log GDPP_{it} - 0/179 \log Price_{it} + 0/292 DAMIrancell \quad (۱۳)$$

(-۱/۲۷۵) (۵/۳۳۴) (۹/۱۴۲) (۵/۳۵۰) (-۵/۳۳۲) (۳/۶۳۹)

$$R^2 = 0/954$$

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.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

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 تلفن‌همراه اول رابطه مثبت و معنادار وجود دارد بدین روی می‌توان نتیجه گرفت که ورود ایرانسل بر تقاضای تلفن‌همراه اول مؤثر و مثبت بوده است، به عبارت دیگر ورود ایرانسل منجر به افزایش تقاضای تلفن‌همراه اول شده است.

۷-۴. 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 درصدکاهش می‌یابد. کوچکتر از یک بودن $|-۰/۱۷| < 1$ کشش قیمتی نشان می‌دهد که تلفن‌همراه اول کالایی کم‌کشش است. دلایل مختلفی می‌توان برای کم کشش بودن تقاضای تلفن‌همراه اول برشمرد:

- نداشتن جانشین مناسب: اگرچه اپراتور دوم تلفن‌همراه 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 مشترکین را به دنبال داشته که این مسئله سبب شده افرادی که متقاضی استفاده از تلفن‌همراه بوده‌اند از تلفن‌همراه 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 تلفن‌همراه اول، ایرانسل و تلفن ثابت کمتر از هزینه برقراری ارتباط ایرانسل با سایر تلفن‌ها می‌باشد و با توجه به آنکه تلفن‌همراه اول از سال ۱۳۷۳ در کشور راه‌اندازی شده است و دامنه گسترش آن وسیعتر می‌باشد، لذا متقاضیان تلفن‌همراه به استفاده از تلفن‌همراه اول گرایش پیدا کرده‌اند.

معمولاً کالاهایی که از کشش قیمتی تقاضای کمی برخوردارند $|\varepsilon_{11}|<1$ 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 تلفن‌همراه را تأیید می‌کند.[۱]

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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

۸. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

براساس یافته‌های مدل برآورد شده تعداد تلفن ثابت دارای رابطه مثبت و معنادار با تقاضای تلفن‌همراه 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 درنظرگرفتن این فرض که برقراری یک مکالمه تلفنی نیاز به دو طرف دارد که یکی از دو طرف ارتباط دارای تلفن ثابت و دیگری دارای تلفن‌همراه باشد. بدین روی انتظار می‌رود افزایش تعداد تلفن ثابت باعث افزایش تقاضای تلفن‌همراه شود، زیرا این مسئله امکان برقراری ارتباط را افزایش می‌دهد.

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

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

قیمت سیم‌کارت نیز در دوره زمانی (۱۳۸۴ - ۱۳۷۹) 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 ۹۵درصد معنادار است. بنابراین می‌توان بیان نمود بین ورود اپراتور جدید و تقاضای تلفن‌همراه اول رابطه معنادار وجود دارد، بدین روی می‌توان نتیجه گرفت که ورود ایرانسل بر تقاضای تلفن‌همراه اول مؤثر بوده است. به‌عبارت دیگر، ورود ایرانسل منجر به افزایش تقاضای تلفن‌همراه اول شده است. همچنین تلفن‌همراه 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 فراهم‌نمودن شرایط ورود اپراتور سوم فضای رقابتی تقویت شود که تقویت فضای رقابتی می‌تواند منجر به ارائه خدمات با کیفیت مطلوب توسط اپراتورها شود.
- از آنجایی‌که تأثیر قیمت بر تقاضای تلفن‌همراه 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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

است که به واسطه تلفن‌همراه به مشترکین ارائه می‌شود، لذا توصیه می‌شود که قیمت سیم‌کارت تا حد امکان کاهش داده شود و حتی سیم‌کارت به‌صورت MMS رایگان در اختیار متقاضیان قرار گیرد.

- توصیه می‌شود به منظور جذب هرچه بیشتر تعداد مشترکین، شرکت ارتباطات سیار به ارائه خدمات متنوعی چون اینترنت موبایل و ... در سطح گسترده بپردازد.

منابع

افلاطونی، عباس و لیلی نیکبخت (۱۳۸۹)، کاربرد *اقتصادسنجی در تحقیقات حسابداری، مدیریت مالی و علوم اقتصادی*، چاپ اول، تهران: انتشارات ترمه.

زراءنژاد، منصور و ابراهیم انواری (۱۳۸۵)، "برآورد تابع قیمت هدانیک مسکن شهر اهواز به روش داده‌های ترکیبی"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال هشتم، شماره ۲۸، صص ۱۶۸-۱۳۹.

شرکت تأمین سرمایه امین (۱۳۸۸)، *گزارش ارزشگذاری شرکت مخابرات ایران*.

عاملی، سیدرضا، صبار، شاهو ومهدی رنجبررمضانی (۱۳۸۷)، *مطالعات تلفن‌همراه زندگی در حال حرکت*، چاپ اول، تهران: انتشارات سمت.

فراهانی، طیبه (۱۳۸۸)، "جایگزینی و رقابت بین تلفن‌همراه و ثابت: یک مطالعه تجربی در ایران"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۶، صص ۱۹۲-۱۸۱.

کوثری، مسعود و طاهره خیرخواه (۱۳۸۷)، "تحلیل محتوای پیام‌های کوتاه دانشجویان دانشگاه‌های 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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]