فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال سوم، شماره ۱ «پیاپی ۷»، بهار ۱۳۸۸، صفحات ٥٤-۲۷)

بررسی وجود انحصار طبیعی در بازار مخابرات ایران

دکتر عباس معمارنژاد *

دکتر داود هادی‌فر **

تاریخ دریافت: ۸۹/۰٤/۱۰ تاریخ پذیرش: ۸۹/۰۷/۲۸

چکیده

این مقاله به بررسی ساختار بازار مخابراتی کشور، چگونگی عملکرد آن و ساختار هزینه شرکت های مخابراتی با تخمین تابع هزینه‌ای مناسب و با به کارگیری داده‌های تلفیقی در دوره ۱۳۸۷-۱۳۸۳ می‌پردازد. بازار مخابرات دارای خاصیت جمع پذیری بوده و وارد شدن بنگاه های جدید در این بازار موجب کاهش کارایی می‌شود، به همین دلیل ساختار انحصاری کنونی کاراتر می باشد.

طبقه‌بندی JEL : D42 ؛ L96

واژه‌های کلیدی: بازار مخابرات؛ جمع پذیری؛ انحصار طبیعی؛ صرفه های مقیاس.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* استادیار و عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران. [نویسنده مسئول]
Email: ab.memarnejad@srbiau.ac.ir

** دانش آموخته مقطع دکتری رشته اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران و هیأت علمی واحد شهر قدس ـ شهریار.
Email: d_hadifar@yahoo.com

۱ـ مقدمه

ایجاد رقابت برای بهبود کارایی بازار، همواره مورد تأیید اقتصاددانان بوده است. به این منظور اقدام به بررسی نحوهٔ فراهم نمودن زمینه های رقابت با توجه به شرایط و مختصات هر بازار نموده اند. برای معرفی رقابت در هر بازار نیاز است تا مزایا و معایب ایجاد رقابت در آن، مورد ارزیابی قرار گیرد. به این منظور تحقیقات بسیاری در کشور های مختلف در مورد ساختار بازار مخابرات انجام شده است[۱]، ولی هم چنان پاسخ روشنی به این مساله که آیا انحصار طبیعی در این بخش وجود دارد یا خیر داده نشده است و این در حالی است که تنها پس از روشن نمودن این موضوع است که می توان در مورد چگونگی ایجاد رقابت و آزادسازی بازار تصمیم گرفت. با توجه به شروع برنامه های آزادسازی و خصوصی سازی در بخش مخابرات کشور به نظر می رسد یکی از موضوعات مهم، شناخت ساختار هزینه ها در شرکت های مخابراتی است تا از این طریق به قضاوتی صحیح درباره ساختار بازار دست یافت و در نهایت با توجه به ساختار شناسایی شده، توصیه‌های سیاستی برای ایجاد و بسط رقابت در آن ارائه نمود. مقاله حاضر ضمن مروری بر ادبیات موجود درباره انحصار طبیعی ، اقدام به آزمون آن در بازار مخابرات ایران، خواهد نمود.

۲- انحصار طبیعی در بخش مخابرات:دیدگاهها

به منظور بررسی انحصار طبیعی در بازار، در تحقیقات انجام شده همواره از آزمون جمع پذیری استفاده شده است. در بین انبوه مطالعات انجام شده، در مورد انحصار طبیعی در بازار مخابرات، مطالعهٔ هکمن و اوانس[۲] (۱۹۸۳،۱۹۸٤) ارزنده بوده است. آنها یک آزمون ناحیه ای[۳] را برای جمع پذیری[٤] در صنعت چند نهاده‌ای مخابرات در کانادا[۵] (بل سیستم) مورد استفاده قرار می دهند. برای آزمون یک تابع هزینه دو نهاده‌ای برای صنعت تخمین زده می‌شود. این دو تابع هزینه را به صورتی به کار می‌گیرد، که ستاده

---

۱. برای مطالعه بیشتر رجوع شود به Bloch, H., G. Madden, and S. J. Savage. (2001)

2. Heckman and Evans

۳. آزمون ناحیه ای (Local test) دامنه تحلیل را به طیف اطلاعات موجود، محدود می کند.

4. Subadditivity

5. Bell system

آن مکالمات "راه دور" و "محلی" و نهاده های آن قیمتها و تغییرات تکنولوژیک است. نتایج هکمن و اوانس نشان می دهد که "بل سیستم" برای مکالمات راه دور و محلی جمع پذیر نمی باشد. مطالعه بعدی توسط چارنس[1] و همکاران (۱۹۸۸) صورت می‌گیرد که نتایج هکمن و اوانس را نقض می‌کند. همچنین رولر[2](۱۹۹۰) ، دیورت[3] و ویلز[4] (۱۹۹۱) نیز نتایج هکمن و اونس را زیر سوأل می برند. رولر(۱۹۹۰) یک تابع CES[5]را به جای تابع ترانسلوگ مورد استفاده قرار می دهد. دیورت و ویلز (۱۹۹۱) علاوه بر رد نتایج هکمن واوانس نشان می دهند که تابع هزینه ای که توسط آنها تخمین زده شده است، الزامات تئوریک در مورد غیر منفی بودن تابع هزینه را ندارد. شین و ینگ[6](۱۹۹۲) با توجه به محدودیت های مطالعات قبلی، اطلاعات داده های پانل ۵۸ اپراتور محلی در آمریکا بین سال های ۱۹۷۶ تا ۱۹۸۳ را مهیا نمودند. آنها با استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ، نتیجه می گیرند که تابع هزینه اپراتورهای محلی در آمریکا، جمع پذیر نمی باشد. سانگ و گورت[7](۱۹۹۷) در پی پاسخگویی به مسأله از طریق جستجوی ارتباط بین جمع پذیری و صرفه های ناشی از مقیاس و تنوع برآمدند. آنها با تخمین یک تابع هزینه ترانسلوگ، دریافتند که ۵۸/۷ درصد از موارد محاسبه شده از داده های هشت اپراتور محلی در استرالیا، دارای خاصیت جمع پذیری بوده اند. ویلسون و ژائو[8] (۲۰۰۱) آزمون جمع پذیری را با استفاده از داده های ۷۱ اپراتور محلی در آمریکا در بین سال های ۱۹۹۵ تا ۱۹۹۸ انجام داده اند. در مقایسه با مطالعه شین و ینگ (۱۹۹۲) آنها شواهدی از هم افزایی[9] را مشاهده می کنند. آنها در می یابند که در تخمین تابع هزینه، ورود یا عدم ورود متغیر کنترل، برای همگنی بنگاه، نتایج معکوس به دنبال دارد. با توجه به حساسیت جمع پذیری و تغییر آن با تغییر تصریح تابع هزینه، آنها نتیجه می‌گیرند که ادعای شین و ینگ (۱۹۹۲) در مورد عدم وجود انحصار طبیعی در اپراتورهای محلی آمریکا زیر سوأل است. سرافیکا[10] (۱۹۹۸) تابع هزینه شرکت

1. Charnes
2. Roller
3. Diewert
4. Wales
5. Constant elasticity substation
6. Shin and Ying
7. sung and Gort
8. Wilson and Zhou
9. SuperAdditivity
10. Serafica

تلفن راه دور فلیپین(PLDT)[1] را در دوره ۱۹۵۱ تا ۱۹۹۳ مورد بررسی قرار داده است. نتایج حاصل از آزمون جمع پذیری برای این تابع، حاکی از کارایی بالا در به کارگیری رقابت و ورود رقبای جدید در بازار است. وی این نتیجه را منعکس کنندهٔ ناکارآمدی طولانی مدت تکنولوژیک "شرکت تلفن راه دور فیلیپین" می داند که در مطالعه مورد بحث قرار گرفته است. دو مطالعه راجع به ساختار هزینه مخابرات در استرالیا در دوره انحصاری بودن آن توسط بلاچ[2]، مادن[3]، ساویچ[4] (۱۹۹۸)، بلاچ و همکاران (۲۰۰۱) انجام شده است که در آنها حساس بودن جمع پذیری نسبت به فرم تبعی تابع هزینه، نشان داده شده است. بلاچ ، مادن ، ساویچ (۱۹۹۸) با استفاده از یک تابع هزینه مرکب دریافتند که تابع هزینه برای مخابرات استرالیا در دوره ۱۹۵۹ تا ۱۹۹۱ جمع پذیر بوده است. از سوی دیگر بلاچ و همکاران (۲۰۰۱) نشان می‌دهند که صنعت مخابرات استرالیا جمع پذیر نمی باشد. آنها از تابع هزینهٔ ترانسلوگی استفاده می‌کنند، که اجازه می دهد پارامتر تکنولوژی، به صورت دوره ای تغییر نماید . لازم به ذکر است که بلاچ و همکاران (۲۰۰۱) تخمین هایی را ارائه می‌دهند که حاکی از هزینهٔ نهایی منفی، برای خدمات تلفن راه دور است و این همان نتایجی است که رولر(۱۹۹۰) نشان داده بود و به نظر می رسید که تابع هزینه ترانسلوگ رفتار غیر عادی نمایش می دهد و احتمالاً نمی بایست که آزمون جمع پذیری را با استفاده از آن انجام داد. در انگلستان کوریا[5] (۲۰۰۳) شواهدی مبتنی بر جمع پذیری بر مبنای داده های ۲۹ اپراتور محلی در بین سال های ۱۹۹۰ تا ۱۹۹۷ ارائه می دهد. تخمین جمع پذیری وی به طور متوسط بین ۰/۶۹ درصد تا ۱/۰۸ درصد است که بنابراین وی نتیجه می‌گیرد که افزایش هزینه ای که در نتیجه معرفی رقابت در بازار رخ می دهد، می تواند از طریق افزایش نرخ نوآوری و در نتیجه کاهش هزینهٔ ناشی از آن جبران شود.آن چنان که از مطالعات بر می‌آید، آزمون انحصار طبیعی در کشورهای مختلف نتایج بعضاً متضادی را به دست داده است و نتایج نسبت به نوع تابع هزینه تصریح شده و شروط دیگر همچون همگنی دارای حساسیت بوده است.

1. Philippine Long Distance Telephone
2 .Bloch
3. Maden
4. savage
5. Correa

۳- تابع هزینه شرکت مخابرات ایران: تصریح مدل

آزمون انحصار طبیعی متکی به آزمون جمع پذیری تابع هزینه است، لذا در ابتدا لازم است تا اقدام به برآورد یک تابع هزینه برای شرکت مخابرات ایران نمود و پس از آن آزمون جمع پذیری را انجام داد؛ که در ادامه چگونگی تخمین این تابع هزینه تشریح شده است.

در این مطالعه شکل کلی تابع هزینهٔ ترانسلوگ برای تخمین تابع هزینهٔ صنعت مخابرات در ایران در نظر گرفته شده است. مزیت عمده این تابع ثابت نبودن کشش های جانشینی عوامل تولید بوده، به صورتی که کشش، به سطح تولید ومقدار عوامل تولید بستگی دارد (جرگنسون و همکاران ۱۹۷۳)[1]. این تابع به دلیل قابلیت های فراوان از جمله انعطاف پذیری (عدم نیاز به پیش فرض راجع به ساختار تولید) و لگاریتمی بودن متغیرها و به تبع آن خطی بودن تابع هزینه در ادبیات اقتصادی بسیار مورد استفاده بوده است. بر این اساس تابع هزینه را به صورت زیر داریم:

$$C = c(P, Q, t) \qquad (۱)$$

که C هزینهٔ کل است، P بردار قیمت نهادها که شامل سه نهاده P_K قیمت سرمایه، P_L قیمت نیروی کار و P_O قیمت سایر نهادها است، Q بردار ستاده شامل q_A تعداد خطوط تلفن ثابت و q_B تعداد خطوط تلفن همراه و t متغیر روند تکنولوژی است. بنابراین تابع هزینهٔ ترانسلوگ را به فرم زیر خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} LnC = {} & \alpha_0 + \alpha_A Lnq_A + \alpha_B Lnq_B + {}_L LnP_L + {}_K LnP_K \beta + {}_O LnP_O + Lnt\beta + \beta + \mu + \\ & + \frac{1}{2}\gamma_{AA} Lnq_A Lnq_A + \frac{1}{2}\gamma_{AB} Lnq_A Lnq_B + \frac{1}{2}{}_{BA} Lnq_B Lnq_A + \frac{1}{2}{}_{BB} Lnq_B Lnq_B + {}_{TB}\gamma + \gamma \\ & + \frac{1}{2}\delta_{LL} LnP_L LnP_L + \frac{1}{2}\delta_{LK} LnP_L LnP_K + \frac{1}{2}{}_{LO} LnP_L LnP_O + \frac{1}{2}{}_{KK} LnP_K LnP_K \delta + \delta \\ & + \frac{1}{2}\delta_{KL} LnP_K LnP_L + \frac{1}{2}\delta_{KO} LnP_K LnP_O + \frac{1}{2}{}_{OL} LnP_O LnP_L + \frac{1}{2}\delta_{OK} LnP_O LnP_K \delta \\ & + \frac{1}{2}\delta_{OO} LnP_O LnP_O + \rho_{AL} Lnq_A LnP_L + {}_{AK} Lnq_A LnP_K + {}_{AO} Lnq_A LnP_O \rho + \rho + \\ & + \rho_{BL} Lnq_B LnP_L + \rho_{BK} Lnq_B LnP_K + {}_{BO} Lnq_B LnP_O + {}_A Lnq_A Lnt + \rho_B Lnq_B Lnt + \lambda + \\ & + \theta_L LnP_L Lnt + \theta_K LnP_K Lnt + {}_O LnP_O Lnt + LntLnt + \theta + \tau \end{aligned} \qquad (۲)$$

1. Jorgenson, et al ;1973

با استفاده از لم شفارد معادلات سهم هزینه را به صورت زیر به دست می آوریم :

$$X_i = \frac{\partial C}{\partial P_i} \qquad (۳)$$

که X_i میزان تقاضا شده از عامل تولید i ام است. بنابراین معادلات سهم هزینه به صورت زیر خواهد بود:

$$S_L = \frac{P_L X_L}{C} = \frac{\partial LnC}{\partial P_L} \quad \beta_L \quad \delta_{LL} LnP_L + \quad {}_{LK} LnP_K + \quad {}_{LO} LnP_O \quad \delta \; {}_{AL} Lnq_A \quad {}_{BL} Lnq_B \quad + {}_L Lnt \rho \qquad + \theta \qquad +$$

$$S_K = \frac{P_K X_K}{C} = \frac{\partial LnC}{\partial P_K} \quad \beta_K \quad \delta_{KK} LnP_K + \quad {}_{KL} LnP_L \delta + \quad {}_{KO} LnP_O \quad \delta \; {}_{AK} Lnq_A \quad {}_{BK} Lnq_B \quad {}_K Lnt \; \rho \qquad + \theta \qquad +$$

$$S_O = \frac{P_O X_O}{C} = \frac{\partial LnC}{\partial P_O} \quad \beta_O \quad \delta_{OO} LnP_O + \quad {}_{OL} LnP_L \delta + \quad {}_{OK} LnP_K \quad \delta \; {}_{AO} Lnq_A \quad {}_{BO} Lnq_B \quad + {}_O Lnt \rho \qquad + \theta \qquad +$$

(٤)

قیود تقارن عبارتند از :

$$\gamma_{AB} = \gamma_{BA}$$
$$\delta_{KL} = \delta_{KL}, \delta_{KO} = \quad {}_{OK}, \quad \delta_{LO} \quad {}_{OL} \delta \qquad \delta \quad =$$
(۵)

قیود همگنی عبارتست از :

$$\beta_L + \beta_K + \beta_O \quad 1 \quad =$$
$$\delta_{LL} + \delta_{LK} + \quad {}_{LO} \quad 0 \; \delta \quad =$$
$$\delta_{KL} + \delta_{KK} + \quad {}_{KO} \quad 0 \; \delta \quad =$$
$$\delta_{OO} + \delta_{OL} + \quad {}_{OK} \quad 0 \; \delta \quad =$$
$$\rho_{AL} + \rho_{AK} + \quad {}_{AO} \quad 0 \; \rho \quad =$$
$$\rho_{BL} + \rho_{BK} + \quad {}_{BO} \quad 0 \; \rho \quad =$$
$$\theta_L + \theta_K + \quad {}_O \quad 0 \theta \quad =$$
(٦)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

داده های مورد استفاده در این مطالعه از صورت هـای مـالی ۳۰ شـرکت مخـابرات استانی و شرکت همراه اول و شرکت زیرساخت که عملیات حسابرسی آنها انجام شـده بود، برای سال های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۷ گردآوری شده است وداده ها بـه صـورت تلفیقـی (Panel) مورد استفاده قرار گرفته است. داده‌های سال هـای قبـل بـه دلیـل عـدم انجـام تجدید سرمایه[1] و البته در دسترس نبودن اطلاعات آنها مورد استفاده قرار نگرفت. هزینهٔ کل و قیمت نهادها توسط شاخص کل تولید کننده منتشر شده توسط بانک مرکـزی بـه ریال ثابت تبدیل شده اند .در ادامه به تشریح چگونگی تعریـف و سـاخت هـر یـک از داده‌های مورد استفاده پرداخته شده است.

ـ هزینه کل

برای محاسبه هزینهٔ کل از مجموع هزینه های عملیاتی(شامل: هزینه های نگهـداری و بهره برداری به علاوه هزینه های مالی واداری مندرج در صورتهای مـالی) بـه عـلاوه هزینهٔ سرمایه استفاده شده است. برای محاسبه هزینـهٔ سـرمایه اقـدام بـه تعیـین قیمـت اجاره‌ای سرمایه به صورت زیر شده است.

قیمت اجاره ای سرمایه[2]

قیمت اجاره ای سـرمایه آن چنـان کـه توسـط کریستینـسن و یورگنـسون[3] (۱۹۶۹) معرفی شده است به صورت زیر قابل ارائه است:

$$P_t = \phi[q_t(r+\delta) \quad (q_t \quad q_{t-1})] \quad - \quad - \qquad (۷)$$

ϕ: فاکتور تعدیل اثر مالیات؛

q_t:قیمت سرمایه در زمان t؛

r: نرخ بازگشت سرمایه؛

δ: نرخ استهلاک؛

۱. در سال ۱۳۸۲ شرکتهای مخابرات استانی بر اساس مصوبه هیات دولت اقدام به تجدید سرمایه و بـه روزرسانی دفاتر مالی خوبش نمودند.

2. Rental price of Capital
3. Christensen and Jorgenson

$q_t - q_{t-1}$:عایدی(زیان) سرمایه.

با استفاده از این مفهوم، هزینه های سرمایه (قیمت اجاره ای سرمایه) را شکل بندی می کنیم؛ اما با استفاده از روش شین و ینگ[1] (۱۹۹۲) یک شاخص هزینهٔ ثابت را که تنها شامل هزینهٔ فرصت سرمایه و استهلاک است، مورد استفاده قرار می دهیم. قابل توجه است که قیمت اجاره ای سرمایه به صورت ضمنی بر مبنای برابری بین هزینه به دست آوردن یک واحد از دارایی و ارزش حال وآینده اجاره ای این دارایی است. بنابراین اگر اثر مالیات حذف شود، شکل ساده شده قیمت اجاره‌ای یک دارایی می تواند به صورت حاصل ضرب از هزینه به دست آوردن سرمایه در فاکتور استمرار سالیانه که شامل نرخ واقعی بازگشت ونرخ استهلاک است ، ارائه شود (جرگنسون وینگ ۱۹۸٦). شاخص هزینهٔ ثابت که توسط شین و ینگ ارائه شده است به صورت زیر است:

$$I_t = \frac{1}{1-e^{-rN}} \qquad (۸)$$

r: نرخ بهره موثر؛

N: طول عمر سرمایه.

شاخص هزینهٔ ثابت همچنین عامل جبران سرمایه۲ نیز نامیده می‌شود، زیرا هنگامی که در مبلغ پایه (مجموع دارایی ها در این مطالعه[3]) ضرب می‌شود، پرداخت های سالیانه ای را می‌دهد که شامل هم جبران سرمایه (استهلاک) و هم بازگشت سرمایه را پوشش می‌دهد. بنابراین هزینهٔ سرمایه به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$CK_t = FA_t * I_t + CA_t * r_t \qquad (۹)$$

CK_t: هزینهٔ سرمایه؛

1. Shin and Ying
2. Capital Recovery Factor

۳. خالص داراییهای جاری به این دلیل استفاده نشده است زیرا آیتم پیش دریافت از مشتریان و بدهی به شرکت مخابرات ایران عملا پرداخت نمی شود . لذا رقم دارایی های جاری به علاوه داراییهای غیر جاری به عنوان مجموع داراییها استفاده شده است.

FA_t: مجموع داراییهای غیر جاری؛

I_t: شاخص هزینهٔ ثابت محاسبه شده توسط رابطهٔ (۹)؛

CA_t: داراییهای جاری؛

r_t: نرخ بهره موثر.

این شیوه فرض می‌کند که بهره وری سرمایه در طول زمان ثابت است(با توجه به زمان پنج سال داده های موجود، قابل اعمال در مطالعه است). پس از انجام محاسبات فوق با استفاده از شاخص قیمت ها همه داده ها به ریال جاری تبدیل می شوند. طول عمر سرمایه در بخش مخابرات ایران بر اساس اسناد بودجه سالانه این شرکت، ۱۰ سال فرض می‌شود، بنابراین در این مطالعه نیز از همین رقم استفاده شده است. برای نرخ بهره موثر از نرخ بهره بلند مدت بانکی و نرخ سود شرکت مخابرات ایران و همچنین مجموع نرخ تورم به علاوه سود شرکت مخابرات ایران(شرکت مادر شرکتهای مورد مطالعه) استفاده شده است.[۱]

ستاده

شرکت های مخابرات استانی به طور عمده به در طی سالهای ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۷ دارای سه منبع عمده درآمد بوده اند. اول درآمدهای ناشی از سرویس خدمات تلفن ثابت(مکالمات راه دور و محلی)، دوم درآمد خدمات نگهداری از تاسیسات شرکت همراه اول و شرکت ارتباطات زیرساخت و سوم ارائه سرویس دیتا به مشترکین. سرویس خدمات تلفن ثابت خود شامل خدمات دسترسی(اتصال افراد به شبکه و توانایی برقراری تماس) و خدمات مکالمه (محلی و راه دور) است. که البته این دو نوع ستاده دارای هم خطی بالایی هستند، چرا که همراه با افزایش تعداد خطوط دسترسی، حجم مکالمات نیز افزایش می‌یابد. سنجه معمول برای ستاده مخابرات در مطالعات انجام شده، میزان مکالمات محلی و راه دور بوده است (هکمن ۱۹۸٤ و کنت ۱۹۹٤) [۲] ولی برخی از تعداد خطوط تلفن نیز استفاده نموده‌اند (یانگ ۱۹۹۳ و زائو

۱. ارقام حاصل تا اندازه ای برابر با نرخ بهره بازار غیررسمی در ایران است و از این منظر نیز قابل اتکاء می باشد.

2. Heckman 1984, Kennett 1994.

۱۹۹۳)[1]. به دلیل عدم وجود هزینه های اتصال متقابل[2] بین شرکت های مخابرات استانی در ایران که یکی از دلایل عمده افزایش هزینه در نتیجه افزایش تماس است، در نتیجهٔ افزایش مکالمات تلفنی عملاً هزینه ای به این شرکت ها تحمیل نمی شده است و از آنجا که عمده هزینه، ناشی از ایجاد خدمات دسترسی و هزینه های تامین ونگهداری خطوط بوده است ، لذا در این مطالعه از شاخص تعداد خطوط تلفن ثابت به عنوان یک ستاده برای شرکت های مخابرات استانی استفاده شده است. این ستاده به علاوه منشاء کسب درآمد از شرکت ارتباطات زیرساخت نیز بوده است، چرا که شرکت ارتباطات زیر ساخت بابت هزینهٔ نگهداری تاسیسات خویش بر اساس هر خط، مبلغی را پرداخت می‌نموده است(در سال ۱۳۸۳ به ازای هر خط تلفن ثابت ٦۰ هزار ریال). یکی دیگر از منابع درآمدی شرکت های مخابرات استانی ، دریافتی بابت خدمات نگهداری از تاسیسات شرکت همراه اول بوده است که بر اساس هر خط تلفن همراه[3] در استان محاسبه می شده است (در سال ۱۳۸۳ معادل ۳۰۰ هزار ریال به ازای هر خط تلفن همراه) . بنابراین یکی دیگر از ستاده ها را تعداد خطوط تلفن همراه قرار می دهیم. درآمد ناشی از سرویس دیتا به دلیل سهم اندک از مجموع درآمدها (کمتر از نیم درصد) از محاسبات خذف شده است. لازم به ذکر است که برای سال ۱۳۸۷ بخشی از درآمد، ناشی از خدمات اتصال متقابل به شرکت ایرانسل و تالیا بوده است که به دلیل اندک بودن و همچنین عدم وجود اطلاعات برای سالهای قبل در محاسبات آورده نشده است.

قیمت نیروی کار

برای محاسبه قیمت نیروی کار، از مجموع هزینه های حقوق ودستمزد تقسیم بر تعداد کارکنان استفاده شده است که البته به دلیل آنکه شرکت های مذکور از نظام هماهنگ حقوق و دستمزد، تبعیت می نموده اند اختلاف چندانی بین هزینه های حقوق

1. Shin,Ying 1993, Wilson, Zhau 1997

۲- اتصال متقابل (Interconnection) هزینه دسترسی یک شبکه به شبکه های دیگر است .

۳- تلفن همراه مربوط به شرکت همراه اول

ودستمزد سرانه مشاهده نشده است[۱]. لازم به توضیح است که بخش عظیمی از نیروی انسانی شرکت های مخابرات استانی در قالب قراردادی یا شرکت های اقماری پیمان سپار، مشغول به کار بوده و توسعه رخ داده در دهه هشتاد در این شرکت ها در این قالب دنبال می شده است وهزینه‌های آنها در هزینه های عملیاتی محاسبه می شده است. به همین دلیل آمار این نوع کارکنان به تعداد کارکنان رسمی که شامل کارکنان رسمی و پیمانی بوده است، اضافه شده است. همچنین لازم بود تا تفکیکی بین نیروهای متخصص و ساده صورت گیرد که به دلیل فقدان اطلاعات چنین امری امکان پذیر نبود.

قیمت سرمایه

محاسبه قیمت سرمایه هم چون روش شین و ینگ(۱۹۹۲) از طریق تقسیم هزینهٔ سرمایه که نحوه محاسبه آن در پیش آمد، بر تعداد خطوط تلفن ثابت انجام شد.

قیمت سایر نهادها

به دلیل وجود بخش عظیمی از هزینه های شرکت های مخابرات استانی در بخش پیمان سپاری و هم چنین به منظور لحاظ نمودن هزینه های انرژی، شاخص قیمت سایر نهاده ها را وارد مدل می نماییم. برای محاسبه آن از مجموع هزینه های نگهداری و بهره برداری، هزینهٔ استهلاک و نیروی کار را کسر نموده و حاصل را تقسیم بر تعداد خطوط تلفن ثابت می نماییم تا شاخص قیمت سایر نهادها به دست آید.

شاخص تکنولوژی

شاخص تکنولوژی به منظور نشان دادن تغییرات فنی وتکنیکی اثرگذار بر بهره وری عوامل تولید به کار گرفته می‌شود. در مطالعه حاضر به دلیل تعداد کم سال های مورد مطالعه(پنج سال) و همچنین عدم تغییر عمده تکنولوژی در بخش، در این سال ها[۲] از یک روند زمانی به عنوان پروکسی تکنولوژی استفاده شده است .

---

۱. علی رغم آنکه شرکت های مخابرات استانی از نظر مالی به صورت جداگانه اداره می شوند، ولی عملا مدیریت واحدی از سوی مجمع مخابرات استانها بر آنها اعمال می شود و بسیاری از تصمیم های هزینه ای و درآمدی برای تمامی استانها یکسان است.

۲. تغییر سوئیچ‌های آنالوگ به دیجیتال به عنوان یک تغییر تکنولوژی عمده در تمامی شرکتها قبل از سال ۱۳۸۲ به اتمام رسیده است.

٤- نتایج تجربی

در این تحقیق بر اساس روش کریستینسن وگرین[1](۱۹۷٦) یک سیستم از معادلات شامل تابع هزینه ومعادلات سهم هزینهٔ عوامل تخمین زده می‌شود. این تکنیک به دلیل آنکه درجات آزادی بیشتری را منجر می‌شود، تخمین های کاراتری را به دنبال دارد. به منظور عدم مواجهه با ماتریس کوواریانس منفرد[2] یکی از سهم های عوامل حذف شده و به این ترتیب تابع هزینه به همراه معادلات سهم هزینه منهای یک سهم تخمین زده می‌شود و پارامترهای سهم حذف شده بر اساس پارامترهای برآورد شده در سایر سهم ها محاسبه می‌شود. در اینجا "سهم سایر عوامل" به دلیل جنبه های کاربردی سایر عوامل و اهمیت نسبی کمتر آن، حذف می‌شود و معادله هزینه با دو سهم عامل سرمایه وکار تخمین زده می‌شود. به منظور تخمین فرض های تئوریک بر تابع هزینهٔ ترانسلوگ اعمال می‌شود، چرا که به دلیل محدویت اطلاعات انجام تخمین میسر نبود ودر نهایت مدل حاصل به روش رگرسیون های به ظاهر نامرتبط مورد برآورد قرار گرفته است.

برای تخمین با تعریف سه سناریو برای تشکیل هزینه سرمایه(نرخ های بهره بلند مدت بانکی ، نرخ سود و نرخ سود به علاوه نرخ تورم) اقدام به برآورد مدل در سه حالت شد. برای هر مدل ۲۱ پارامتر برآورد شد که در مدل سوم یعنی مدلی که در آن به جای نرخ بهره از نرخ سود به علاوه نرخ تورم استفاده شده است؛ تنها دو پارامتر در سطح ۱۰ درصد معنی دار نیست و برای مدل های دیگر تعداد این نوع پارامترها بیشتر است ، لذا از این مدل برای آزمون های بعدی تابع هزینه استفاده می نماییم. در این مدل برای ستاده ها جملات مرتبه اول آنها (α_A, α_B) همگی در سطح معنی داری بالایی قرار دارند که به نظر می رسد نمی بایست حذف شوند. جملات مرتبه دوم ستاده ها همگی کوچکتر از یک بوده که برای ضرایب مرتبه دوم خودی $(\gamma_{AA}, \gamma_{BB})$ مثبت بوده یعنی با یک درصد افزایش در ستاده ها باعث افزایش کوچکی در کشش هزینه ای ستاده می شود برای ضریب مرتبه دوم متقاطع ستاده (γ_{AB}) اگرچه علامت

1. Christensen and Greene
2. Singular Matrix

منفی است ولی به دلیل کوچک بودن آن از یک، تغییری کوچک در ستاده ها اثر اندکی بر کشش هزینه ای ستاده دارد. میانگین سهم عوامل در نمونه همگی مثبت و برای کار ، سرمایه و سایر عوامل به ترتیب برابر با ۱۳ ، ۷۲ و ۱۵ درصد بوده است که در طول دوره زمانی پنج ساله از سهم نیروی کار کاسته شده و بر سهم سایر عوامل افزوده شده است، که علت را باید در هزینه هایی هم چون سهم سازمان تنظیم مقررات ، هزینه حق اتصال متقابل دانست. سایر نتایج حاصل به قرار زیر است:

همان طور که گفته شد، بهترین تخمین برای مدلی بوده است که قیمت سرمایه با نرخ سود به علاوه نرخ تورم در نظر گرفته شده است و تقریباً تمامی ضرایب در سطح قابل قبول معنی دار بوده است. هرچه هزینهٔ سرمایه و در نتیجه قیمت آن بالاتر رفته نتایخ تخمین و ضرایب آن کاراتر شده است.ضریب تلفن ثابت (α_A) به عنوان ستاده اصلی در مدل سوم مثبت بوده و بنابراین منطبق با تئوری است؛ ولی در دو مدل دیگر این ضریب منفی است ولی این ضرایب منفی در سطح معنی داری قابل قبول قرار ندارند، لذا به نظر می رسد ضریب مثبت در مدل سوم قابل قبول باشد. ضریب تلفن همراه (α_B) به عنوان ستاده دیگر در تابع هزینه مثبت به دست آمده است که مورد انتظار تئوری است ولی اثر متقابل آن بر تلفن ثابت (γ_{AB})، قیمت سرمایه (ρ_{BK}) و تکنولوژی (γ_B) منفی وکاهنده بوده است که احتمالاً آن است که خطوط تلفن همراه متعلق به شرکت همراه اول بوده و شرکت های مخابرات استانی به نیابت از این شرکت هزینهٔ نگهداری و سرویس آن را می پردازند و در عوض بابت آن از شرکت همراه اول درآمدی را اخذ می نمایند، از سوی دیگر توسعه تکنولوژی در بخش تلفن همراه بسیار سریعتر از سایر بخش ها در طی دوره مورد مطالعه بوده است و لذا اثرات کاهنده آن را به این دلیل می توان تفسیر نمود. ضریب قیمت نیروی کار (β_L) به عنوان یک نهاده در تابع هزینه مثبت تخمین زده شده است که بر طبق انتظار تئوریک است؛ ولی در طی سال های دهه هشتاد شرکت های مخابرات استانی هیچ گونه استخدام نیروی انسانی نداشته و طرح های توسعه خویش را در قالب برون سپاری[1] و پیمان سپاری انجام می

[1] - Outsourcing

داده اند. لذا در عمل به تعداد نیروی کار رسمی اضافه نشده است؛ ولی در حقیقت این تعداد در حال افزایش بوده است و هزینه آنها در هزینه های نیروی کار منعکس نمی شده است. این موضوع با بررسی سهم عامل "سایر نهادها" از هزینهٔ کل نیز قابل تایید است[1]. از سوی دیگر قیمت واقعی نیروی کار نیز روند کاهشی در طی دوره مورد بررسی، طی نموده است. این موضوع باعث شده است تا ضرایب متقابل کار با سرمایه (δ_{LK}) و تلفن ثابت (ρ_{AL}) منفی باشد. ضریب تکنولوژی (μ) در تخمین به دست آمده مطابق تئوری، مثبت بوده است. هر چند که تکنولوژی در طی سال های مورد مطالعه تغییر چندانی نداشته است با این حال اثر گذشت زمان بر هزینه های شرکت مخابرات ایران کاهنده بوده است که علت را باز باید در توسعه تکنولوژی در بخش تلفن همراه دانست. سایر ضرایب بر اساس توضیحات ارائه شده قابل توجیه بوده و در جمع بندی کلی همان طور که بیان شد، مدل سوم(مدل با نرخ سود و تورم) به عنوان مدل مطلوب برای تحلیل های آتی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[1] – سهم سایر عوامل حدود ۱۵ درصد و در طی سالهای مورد مطالعه در حال افزایش بوده است.

جدول ۱: نتایج حاصل ازتخمین تابع هزینه بر اساس سه نرخ بهره

پارامتر	مدل اول (نرخ بهره بانکی)		مدل دوم (نرخ سود)		مدل سوم (نرخ سود + تورم)	
	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال
عرض از مبدا $(\alpha_.)$	٦,٦١١١	۰,۰۰۰۸	۵.۶۶۷۰	۰,۰۰۸۴	۱.۶۱۲۷	۰,۰۵۰۱
خطوط تلفن ثابت (α_A)	-۱,۱۲۰۵	۰,۲۵۷٤	-۰.۳۵۲۹	۰,۶۷۸۴	۰.۳۹۶۲	۰,۰۴۸۰
خطوط تلفن همراه (α_Z)	۱,۳۳۷۸	۰,۰٤٦۰	۰.۸۴۹۳	۰,۲۳۶۰	۰.۵۱۲۵	۰,۰۶۶۸
قیمت نیروی کار (β_L)	۰,۰۵۳٦	۰,۵۹۹٦	-۰.۰۰۲۹	۰,۹۸۵۴	۰,۱۰۰۷	۰,۰۵۱۹
قیمت سرمایه (β_x)	۰,۷۰۱٦	۰,۰۰۰۰	۰.۹۰۹۰	۰,۰۰۰۰	۰,۶۸۵۷	۰,۰۰۰۰
قیمت سایر نهاده ها* (β_o)	۰.۲٤٤۷	-	۰,۰۹۳۸	-	۰,۲۱۳٦	-
تکنولوژی (μ)	-۰,۸۳۱۵	۰,۰۰۹۲	-۰.۵۴۵۸	۰.۱۱۰۲	-۰.۲۶۲۴	۰,۰۴۹۷
ثابتx ثابت (γ_{AA})	۰,٤۵۷۳	۰,۰۲۱٤	۰.۳۰۶۷	۰,۱۴۶۲	۰,۲۰۶۸	۰,۰۱۲۵
ثابت x همراه (γ_{AB})	-۰,۳۵۸۳	۰,۰۰٦۹	-۰.۲۴۶۳	۰,۱۶۹۱	-۰.۱۶۸۴	۰,۰۱۶۱
همراهxهمراه (γ_{BB})	۰,۲۹۰٦	۰,۰٤٦٤	۰.۲۱۲۷	۰,۱۶۹۵	۰.۱۳۶۱	۰,۰۲۳۸
همراهxثابت* (γ_{BA})	-۰,۳۵۸۳	-	-۰.۲۴۶۳	-	-۰.۱۶۸۴	-
ثابتxکار (ρ_{AL})	-۰,۰٦٧٦	۰,۰۰۰۰	-۰.۰۴۹۷	۰,۰۰۰۰	-۰.۰۶۷۳	۰,۰۰۰۰
ثابتxسرمایه (ρ_{AK})	-۰,۰۰٤٦	۰,۷۶۳۴	-۰.۰۶۹۹	۰,۰۰۲۹	۰.۰۴۱۰	۰,۰۰۹۴
ثابتxسایر* (ρ_{AD})	۰,۰۷۲۲	-	۰,۱۱۹۷		۰,۰۲۶۳	-
همراهxکار (ρ_{ZL})	۰,۰۵۳۴	۰,۰۰۰۰	۰.۰۳۹۱	۰,۰۰۰۲	۰.۰۴۸۶	۰,۰۰۰۰
همراهxسرمایه (ρ_{AX})	-۰.۰۰۳۶	۰.۷۸۵۲	۰.۰۵۷۳	۰,۰۰۴۹	-۰.۰۲۸۸	۰,۰۲۸۴
همراهxسایر* (ρ_{Zo})	-۰.۰۵۰۶	-	-۰.۰۹۶۴		-۰.۰۱۹۸	-
ثابتxتکنولوژی (γ_A)	۰,۱۵۱۵	۰,۰۵۹۷	۰.۱۱۳۹	۰.۱۸۴۲	۰,۰۵۴۶	۰,۱۰۳۲
همراهxتکنولوژی (γ_Z)	-۰.۱۱۲۱	۰,۱۰۹۸	-۰.۰۸۵٤	۰,۲۵۳۷	-۰.۰۳۸۱	۰.۱۹۰۵
کارxکار (δ_{LL})	۰,۰۸۵۵	۰,۰۰۰۰	۰.۰۸۶۳	۰,۰۱۶۹	۰.۰۹۹۹	۰,۰۰۰۰
کارxسرمایه (δ_{LK})	-۰.۰۱۶۰	۰,۳۹۲۳	-۰.۰۳۳۴	۰,۳۶۵۴	-۰.۰۸۷۶	۰,۰۰۰۰
کارxسایر* (δ_{LD})	-۰.۰۶۹۴	-	-۰.۰۵۲۹	-	-۰.۰۱۲۳	-
سرمایهxکار* (δ_{XL})	-۰.۰۱۶۰	-	-۰.۰۳۳۴	-	-۰.۰۸۷۶	-
سرمایهxسرمایه (δ_{XX})	۰.۱۰۳۸	۰,۰۰۰۰	۰.۱۵۳۱	۰,۰۰۰۳	۰,۱۷۴۷	۰,۰۰۰۰
سرمایهxسایر* (δ_{LD})	-۰.۰۸۷۷	-	-۰.۱۱۹۷	-	-۰.۰۸۷۰	-
سایرxکار* (δ_{DL})	-۰.۰۶۹۵	-	-۰.۰۵۲۹	-	-۰.۰۱۲۳	-
سایرxسرمایه* (δ_{DX})	-۰.۰۸۷۷	-	-۰.۱۱۹۷	-	-۰.۰۸۷۰	-
سایرxسایر* (δ_{DD})	۰.۱۵۷۲	-	۰.۱۷۲۶	-	۰.۰۹۹۳	-
کارxتکنولوژی (θ_L)	-۰.۰۲۷۶	۰,۰۰۰۰	-۰.۰۳۱۵	۰,۰۰۰۰	-۰.۰۳۶۳	۰,۰۰۰۰
سرمایهxتکنولوژی (θ_X)	-۰.۰۲۶۷۶	۰,۰۰۰۱	-۰.۰۳۴۶۷	۰,۰۰۰۷	۰.۰۱۹۹۸	۰,۰۰۴۲
سایرxتکنولوژی* (θ_D)	-۰.۰۵۴۳۶	-	۰.۰۶۶۲	-	-۰.۰۱۶۳۴	-
تکنولوژیxتکنولوژی τ	۰.۰۶۷۵۹	۰,۰۶۴۳	۰.۰۵۲۴۳۵	۰,۱۷۹۷	۰,۰۳۵۸۱	۰,۰۱۹۱
R^*	۰,۹۷۸۲۰	–	۰,۹۸۳۲۹		۰,۹۹۷۲۶	

*- محاسبه با استفاده از قیود تئوریک تابع هزینه در روابط (۵) و (٦) انجام شده است و لذا دارای عدد احتمال نمی باشند.

منبع: محاسبه تحقیق

آزمون های تابع هزینه

در این بخش برخی آزمون‌های مربوط به تابع هزینه انجام یافته است.

آزمون عدم اشتراک[1]

فرضی مهم در مورد ساختار هزینه که برای بررسی آزمون انحصار طبیعی دارای اهمیت است ، شرط عدم اشتراک است که بررسی می‌کند که آیا هزینهٔ تولید مشترک دو ستاده برابر با مجموع هزینهٔ تولید جداگانه آنها است یا خیر؟ تابع هزینه دارای عدم اشتراک است (سرافیکا، ۱۹۹۸)[2] اگر:

$$H_0 : \alpha_A \alpha_B = -\gamma_{AB} \qquad (۱۰)$$

که با استفاده از آزمون قیود والد آماره χ^2 (df=1 , 5%)برابر با ۳,۴۸۱ است . نتایج آزمون در جدول (۲) آمده است. نتایج نشان می دهد که در مدل اول، دوم و سوم آماره به دست آمده فرض صفر را رد نمی‌کند . بنابراین دارای خاصیت اشتراک نمی باشند؛ یعنی تولید همزمان دارای هزینه کمتری نسبت به تولید جداگانه هریک از ستاده ها نیست.

جدول ۲: نتایج آزمون عدم اشتراک در تابع هزینه

	آماره	احتمال
مدل اول	۰,۷۴۶۰	۰,۳۸۷۷
مدل دوم	0.2258	0.6347
مدل سوم	0.0719	0.7886

ـ آزمون تجانس[3] (هموتتیک بودن تابع هزینه)

ممکن است این سوأل پیش آید که آیا تابع هزینهٔ تخمین زده شده را می توان به صورت تابعی از محصولی ترکیبی ستاده های کنونی نوشت؛ یعنی داشته باشیم Y=(F, M) که Y ستاده ترکیبی از دو ستاده F (تلفن ثابت) و M (تلفن همراه) است.

1. Nonjointness
2 . Serafica
3. Homotheticity

بنابراین فرض صفر برابر خواهد بود با (Serafica,1998):

$$H_0 : \rho_{ij} = 0 \qquad \text{برای هر i , j} \qquad (۱۱)$$

که در تحقیق حاضر ما دارای چهار ضریب در هر مدل هستیم که با استفاده از آمار والد آماره های زیر به دست آمده است(جدول۳).

جدول ۳: نتایج آزمون تجانس در مورد توابع هزینه تخمین زده شده

	آماره	احتمال
مدل اول	٦٣,٦٠	۰,۰۰۰
مدل دوم	٨٨,٢١	۰,۰۰۰
مدل سوم	٤٨,۰٩	۰,۰۰۰

که همگی از آماره χ^2 در سطح اطمینان ۹۹ درصد بیشتر هستند، بنابراین فرض صفر رد می‌شود و ستاده ها دارای خاصیت هموتتیک نمی باشند.

ـ آزمون انحصار طبیعی

در صورتی که یک بنگاه بتواند کل تولید مورد نیاز بازار(Q) را با هزینهٔ کمتری در مقایسه با دو یا چند بنگاه انجام دهد، بنگاه انحصار طبیعی گفته می‌شود. فرض کنید که ستانده $(q_۱, q_۲, ..., q_k)$ بنگاه باشد و مجموع ستانده آنها برابر با ستانده کل بازار باشد یعنی:

$$Q = (q_۱ + p_۲ + ... + q_k) \qquad (۱۲)$$

اگر تابع هزینهٔ هر بنگاه رابا $C(p_i)$ نشان دهیم و یک بنگاه بتواند مقدار Q را با هزینهٔ کمتری در مقایسه با مجموع K بنگاه تولید کند، خواهیم داشت:

$$C(Q) < C(q_۱) + C(q_۲) + ... C(q_k) \qquad (۱۳)$$

در این صورت کم هزینه‌ترین (کاراترین) روش تولید این است که یک بنگاه کل ستانده بازار Q را تولید کند. اگر نابرابری فوق برقرار باشد گفته می‌شود که تابع هزینه

در Q دارای خاصیت "جمع پذیری"[1] است (بامول ۱۹۸۲)[2]. بنابراین"جمع پذیری" تابع هزینه شرط لازم برای وجود انحصار طبیعی است. اگر تابع هزینه در تمام سطوح ستاده دارای خاصیت جمع پذیری باشد، آنگاه گفته می‌شود که تابع هزینه جمع پذیر سراسری[3] است.جمع پذیری به طور ساده به این معنی است که برای یک بنگاه ، تولید در سطح مشخصی از ستاده ارزان تر از تولید به همان میزان برای دو یا تعداد بیشتری از بنگاه ها است. از بین روش های ارائه شده برای آزمون جمع پذیری روش هکمن و اوانس (۱۹۸۳) روشی مستقیم تر بوده و به صورت تجربی وابسته به اطلاعاتی راجع به تولید جداگانه نیست. آزمون جمع پذیری در نمونه بر مبنای تعریفی از جمع پذیری ناحیه ای است که توسط هکمن به صورت زیر ارائه شده است:

$$\begin{aligned} &\sum C(a_i Q_1, b_j Q_2) \rangle C(Q_1, Q_2) \\ &\sum a_i = 0 \qquad i, j = 1,\ldots,n \\ &\sum b_j = 0 \end{aligned} \qquad (۱٤)$$

که حداقل دو a_i یا b_j برای سطح Q_1 یا Q_2 نمی‌بایست مساوی صفر باشد. اگر رابطه معکوس باشد آنگاه تابع هزینهٔ جمع پذیر افزایشی[4] است. رد جمع پذیری در یک ناحیه منجر به رد جمع پذیری کلی خواهد شد؛ ولی از سوی دیگر جمع پذیری ناحیه ای جمع پذیری سراسری[5] را اثبات نمی‌کند. برای به کارگیری آزمون می بایست هزینهٔ تولید در دو بنگاه همزمان با هزینهٔ تولید در بنگاه مورد بررسی مقایسه شود. در تقسیم ستاده دو قاعده می بایست لحاظ شود؛ اول هیچ کدام از دو بنگاه در صنعت دو بنگاهی اجازه تولید کمتر از سطح تولید مشاهده شده در بازار را ندارند و دوم آنکه هر دو بنگاه می بایست ستاده ها را در طیف نسبتی که در صنعت تک بنگاهی وجود دارد ، تولید کنند. ω, θمعین کننده سهم بنگاه A از دو ستاده است و بنابراین درجه جمع پذیری به این گونه محاسبه می‌شود (بلاچ و همکاران، ۲۰۰۱)[6]:

1. Subadditive
2. Baumol 1982
3. Globally Subadditive
4. Super addetive
5. Global
6 . Bloch et al,2001

$$S_t(\omega,\theta)=\frac{C_t^*-C_{At}(\omega,\theta)-C_{Bt}(\omega,\ )}{C_t^*}\qquad\qquad \theta \qquad (۱۵)$$

اگر S_t کمتر ازصفر باشد آن گاه صنعت دوبنگاهی دارای کارایی کمتری نسبت به صنعت تک بنگاهی است. بنابراین آزمون، محاسبه $S_t(\omega,\theta)$ خواهد بود. اگر S_t منفی باشد و به صورت آماری غیر صفر باشد، آن گاه فرض جمع پذیری پذیرفته می‌شود. اگر S_t به صورت آماری متفاوت از صفر نباشد آن گاه فرض جمع پذیری ناحیه ای یکسان[1] رد نمی‌شود و بنگاه دارای انحصار طبیعی نخواهد بود. به دلیل تعداد زیاد محاسبات از مدل منتخب(مدل سوم) برای بررسی انحصار طبیعی استفاده می کنیم . به این منظور دو ستاده را به ترکیبات فرضی ۰,۱ تا ۰,۹ برای هر استان–سال تقسیم می نماییم. (تعداد ۷۵۰ ترکیب حاصل شد[2]) سپس با قرار دادن آنها در تابع هزینهٔ تخمین زده شده مقادیر C_{At} و C_{Bt} را برای دو بنگاه به دست می آوریم و با قرار دادن در رابطه (۱۵) مقادیر S_t را محاسبه می کنیم. محاسبات با استفاده از نرم افزار Math lab 9 انجام شده است و نتایج در جدول (6) آمده است.

جدول ٤: نتایج حاصل از آزمون انحصار طبیعی در تابع هزینه

سال	هزینهٔ بنگاه انحصاری کمتر از هزینهٔ محاسبه شده برای تولید دو بنگاهی		میزان عایدی (زیان) ناشی از انحصار (درصد)			
	تعداد	درصد	حداکثر	حداقل	متوسط	انحراف معیار
۱۳۸۳	٦۳٥	۸٤,۷	۷,۳	-۲.۸	۱.٥	۰.۰۲۲
۱۳۸٤	٥۱٤	٦۸,٥	۱۲.۲	-۱٥.۴	۳.٥	۰.۸۹
۱۳۸٥	۷۲۳	۹٦,٤	۱۷	-۳.۱	۸.۴	۰.۰٥۶
۱۳۸٦	۷۱۱	۹٤,۸	۲۶.۴	-۸.۷	۱۳.۲	۰.۰۶۷
۱۳۸۷	٦٤۸	۸٦,٤	۱۸.٥	-۲۱.۲	۱۱.۱	۰.۱۲٥

*- عدد منفی نشانگر زیان ناشی از انحصار است.

1. Additive

۲. محاسبات در صورت نیاز موجود می باشد.

در جدول شماره (۵) آزمون معنی داری برای درجه جمع پذیری بر اساس تقریب مجانبی خطای استاندارد نشان داده شده است که در پیوست شماره (۱) روش محاسبه آن آورده شده است. ستون دوم و سوم سطح معنی داری جمع پذیری در سطح ۵ و ۱۰ درصد را برای محاسبات انجام شده در سالهای مختلف نشان می دهد و بیانگر آن است که فرض صفر $S_t(\omega,\theta)=0$ برای اکثر محاسبات انجام شده (۷۵۰ محاسبه) رد نمی‌شود و بنابراین جمع پذیری ناحیه ای رد نمی گردد.

جدول ۵: سطح معنی داری نتایج حاصل از آزمون انحصار طبیعی

سال	درصدی از محاسبات که فرض صفر را در سطح ۵ درصد رد نمی کنند	درصدی از محاسبات که فرض صفر را در سطح ۱۰ درصد رد نمی کنند
۱۳۸۳	۸۳	۸
۱۳۸۴	۷۴	۱۲
۱۳۸۵	۷۱	۱۴
۱۳۸۶	۸۰	۹
۱۳۸۷	۷۹	۵

ـ آزمون صرفه‌های ناشی از مقیاس

تعیین کننده اندازه وتعداد بهینه تولید بنگاه ها در یک صنعت چیست؟ پانزار[1](۱۹۸۹) در پاسخ به این سوأل اظهار می دارد که تقاضای بازار و تابع هزینه ساختار بازار را معین می‌کند. تابع هزینه بر اندازه بنگاه اثرگذار است، در حالی که تقاضا معین کننده اندازه بازار است. بنابراین ویژگی های تابع هزینه با وجود یک تقاضای معین ، مشخص کننده تعداد و اندازه بنگاه ها در موقعیت تعادلی است. به دلیل وجود بنگاه های چند محصولی در دنیای واقعی، سیلبرستون[2](۱۹۷۲) موضوع صرفه‌های مقیاس را در بنگاه چند محصولی مطرح می‌کند. با وجود دو یا چند محصول

1. Panzar
2. Silberston

اندازه گیری هزینهٔ متوسط امکان پذیر نخواهد بود، بنابراین اقدام به تعریف یک ستاده ترکیبی به منظور برآورد هزینهٔ متوسط در حالت چند محصولی می‌شود. هزینهٔ متوسط شعاعی[1] را به صورت زیر خواهیم داشت:

$$RAC(y) = \frac{C(\lambda_1 y_1, \lambda_2 y_2)}{y} \qquad (١٦)$$

که λ_1 و λ_2 ضرایب ترکیب است و دارای مجموع یک هستند. به این ترتیب صرفه های ناشی از مقیاس کلی به صورت زیر به دست می آید:

$$Scale = \frac{C(y_1, y_2)}{MC_1 y_1 + MC_2 y_2} \qquad (١٧)$$

آنچه در رابطهٔ (٦) آمد مربوط به صرفه های مقیاس کلی برای بنگاه چند محصولی است؛ ولی صرفه های مقیاس بر مبنای محصول که مربوط به رفتار هزینه ای در هنگامی که مقادیر یک ستاده تغییر می‌کند با ثبات سایر ستاده ها است، نیز قابل محاسبه است. در این جا مفهوم هزینهٔ متوسط به صورت افزایش در هزینه ناشی از یک محصول معین در یک سطح معین ستاده تقسیم بر مقادیر آن ستاده است یعنی داریم:

$$AC_1 = \frac{C(y_1, y_2) - C(0, y_2)}{y_1} \qquad (١٨)$$

میزان صرفه های مقیاس بر مبنای محصول ١ برابر است با :

$$Scale = \frac{AC_1(y)}{MC_1} \qquad (١٩)$$

بزرگتر بودن رابطهٔ (١٩) از یک نشان دهنده صرفه های فزاینده نسبت به مقیاس است.

با استفاده از رابطه اخیر اقدام به محاسبه مقیاس[2] برای هر استان – سال شد، به این ترتیب که برای هر استان در هر سال، مقادیر هزینه نهایی و هزینه متوسط محاسبه شده و با استفاده از رابطهٔ (١٩) محاسبه صرفه های مقیاس انجام شد، که خلاصهٔ نتایج در جدول (٨) آمده است.

1 .Ray average costs
2 . Scale

جدول٦ : نتایج حاصل از آزمون صرفه های مقیاس

	حداکثر مشاهده شده در محاسبات	حداقل مشاهده شده در محاسبات	میانگین محاسبات انجام شده	درصد محاسبه شده بزرگتر از یک از کل محاسبات
صرفه های مقیاس کلی	۲,۱	۰,۵٦	۱,۰۲	۹٦
صرفه های ناشی از تلفن ثابت	۱,۳	۱,۰۱	۱,۰۹	۱۰۰
صرفه های ناشی از تلفن همراه	۱۱,۸	۱,۹	۸,٦	۱۰۰

همان طور که در جدول (٦) مشاهده می‌شود برای هر دو ستاده مقادیر محاسبه شده حاکی از صرفه های فزاینده نسبت به مقیاس است؛ ولی نکته قابل توجه برآوردهای مربوط به ستاده تلفن همراه است که صرفه های به شدت بالایی را نشان می دهد که موضوع ناشی از گسترش سریع تکنولوژی در بخش تلفن همراه و هزینه های به شدت کاهنده در آن است.

آزمون صرفه های ناشی از تنوع

رابطهٔ اندازه گیری صرفه های ناشی از تنوع به صورت زیر است (بلاچ و همکاران، ۲۰۰۱):

$$Scope = \frac{C(y_1,0)+C(0,y_2)-C(y_1,y_2)}{C(y_1,y_2)} \qquad (۲۰)$$

که مقدار مثبت در رابطهٔ (۲۰) حاکی از صرفه های ناشی از تنوع است. برای محاسبات از مدل سوم تابع هزینه تخمین زده شده، استفاده شده است. از آنجا که مقادیر صفر را در تابع لگاریتمی نمی توان قرار داد، لذا از ۱۰ درصد میانگین ستاده به جای عدد صفر در تابع هزینه برای تخمین $C(y_1,0), C(0,y_2)$ استفاده می کنیم (اکریج و هرتل، ۱۹۸٦)[1].همانند محاسبه صرفه‌های مقیاس در اینجا نیز برای هر استان–سال رابطهٔ (۲۰) را محاسبه می نماییم. نتایج آن در جدول (۷) آمده است.

1 . Akridge,Hertel,1986

جدول۷: نتایج حاصل از آزمون صرفه های ناشی از تنوع

	حداکثر	حداقل	میانگین	درصد محاسبات بزرگتر از صفر
صرفه های ناشی از تنوع	۰,۸۹	-۰ .۰۵٤	۰,۱۳	۹۸

همان طور که در جدول مشاهده می‌شود بیش از ۹۸ درصد از محاسبات انجام شده (برای هر استان- سال) مثبت بوده و لذا می توان گفت که تابع هزینهٔ تخمین زده شده دارای صرفه های ناشی از تنوع است که البته با توجه به مباحث مطرح شده برای شرکت مخابرات ایران موضوع بدیهی می نماید.

۵- نتایج تحقیق

یافته اصلی آن است که جمع پذیری ناحیه ای تابع هزینه رد نشده است و لذا با ساختار موجود در بخش مخابرات در ایران آزادسازی خدمات و معرفی رقابت در بازار باعث افزایش هزینه ها و ناکارآمدی خواهد شد. نتایج حاصل از این مطالعه مبنی برآن است که با وجود خاصیت انحصار طبیعی در بازار مخابرات، ایجاد رقابت و وارد شدن بنگاه های جدید در بازار اقتصادی نبوده و لازم است تا دولت با مقررات گذاری در این بخش زیان ناشی از وجود انحصار در این بازار را به حداقل برساند. باید به این نکته توجه داشت که جمع پذیری و در پی آن انحصار طبیعی برای مناطق کم تراکم بیشتر نمود و بروز می یابد و در مناطق پرتراکم خاصیت جمع پذیری می تواند کاهش یابد. همچنین امکان استفاده رایگان از شبکه های یکدیگر توسط شرکت های مخابرات استانی، بهره گیری از رانت های دولتی ایجاد شده برای این شرکت در گذشته هم چون امکان نصب آنتن های تلفن همراه به صورت رایگان بر ساختمان های دولتی، نظام قیمت گذاری مبتنی بر دسترسی به جای مبتنی بودن بر مکالمه همه از دیگر عواملی بوده است تا شرکت مخابرات ایران را در موقعیت انحصار طبیعی قرار دهد. هرچند در این مطالعه از دسترسی به خطوط تلفن ثابت وهمراه به عنوان ستاده استفاده شده است که دلیل آن، عدم وجود هزینه های اتصال متقابل در بازار بوده است؛ ولی با آزادسازی انجام شده در بخش چنین هزینه هایی بروز می‌یابد و در این صورت ستاده می بایست به میزان مکالمات باشد. با این تفسیر به دلیل قرار گرفتن دسترسی، به عنوان ستاده، تابع

هزینه کمتر تحت تاثیر تغییرات تکنولوژیک رخ داده در بازار مخابرات قرار گرفته است(به عنوان مثال ظهور سوئیچ های نسل جدید امکان ارائه انواع سرویس های ارزش افزوده را با هزینه بسیار پایین فراهم نموده است). دیگر آنکه فراهم شدن دسترسی شبکه ها به یکدیگر(اتصال متقابل) و استفاده هم‌زمان از خطوط انتقال به خصوص دسترسی محلی باعث می شود تا بنگاه های کوچک نیز قادر باشند به صورت اقتصادی در بازار فعالیت نمایند و بنابراین صرف وجود انحصار طبیعی را نباید ملاک ورود یا عدم ورود به بازار قرار داد به عبارت دیگر می‌توان رقابت را به جای آن که مبتنی بر تجهیزات[1] باشد بر مبنای سرویس[2] تعریف نمود، که در این صورت لازم است تا قوانین دسترسی به شبکه، برای همهٔ بازیگران بازار توسط سازمان رگولاتوری فراهم گردد. با توجه به ملاحظات بیان شده در تفسیر نتایج و با در نظرگرفتن شرایط کنونی بازار مخابرات ایران که دارای حدی از رقابت در بخش تلفن همراه و بازار اینترنت پرسرعت است پیشنهادهای زیر برای سیاست گذاری رقابت در بازار مخابرات ایران پیشنهاد می گردد:

علی رغم تایید وجود انحصار طبیعی برای شرکت مخابرات ایران، و با توجه به تجربیات بین المللی به نظر می رسد که عمده این انحصار نشأت گرفته از بخش تلفن ثابت است بنابراین تفکیک بازارها شرط اول برای مهیا نمودن شرایط رقابتی در بازار است. تجربه حضور ناموفق آزادسازی در بخش تلفن ثابت در کشور و موفقیت در آزادسازی تلفن همراه و بازار دیتا، گواهی دیگر بر این مدعا است . تفکیک بازارها به علاوه باعث جلوگیری از بروز یارانه های متقاطع در بازار که عاملی برای تخریب رقابت است، خواهد شد.

با توجه به ملاحظات فنی در بخش مخابرات، منشأ بروز خاصیت انحصار طبیعی، شبکه دسترسی و سیم مسی است و بنابراین تا زمانی که تکنولوژی های رقیب در بازار با صرفه اقتصادی برای جایگزینی پدید نیامده اند نیاز به مقررات گذاری در بازار برای قیمت گذاری و شرایط دسترسی به شبکه از سوی دولت وجود دارد.[3]؛ در این زمینه

1. Facility Based
2. Service Based

۳. در ایران در حال حاضر سازمان تنظیم مقررات و ارتباطات رادیویی این مسئولیت را برعهده دارد.

تجربه واگشایی[1] شبکه به منظور ایجاد رقابت مبتنی بر سرویس ضروری به نظر می رسد.

آزادسازی بازار مخابرات پس از تفکیک آن به زیر بازارها می تواند این انگیزه را به بخش غیردولتی برای به کارگیری تکنولوژی های نوین برای فائق آمدن بر محدویت های بازار از جمله محدویت های دسترسی بدهد. لازم به ذکر است که در حال حاضر بنگاه ها بر اساس مجوزهای صادره محدود و منحصر به برخی تکنولوژی ها هستند که مانعی برای به کارگیری تکنولوژی و باقی ماندن موانع دسترسی خواهد شد.بنابراین آزادسازی در همه بازارهای مخابراتی بدون محدودیت در به کارگیری تکنولوژی توصیه می‌شود.

به دلیل وجود انحصار طبیعی در بخش مخابرات وهمچنین آزادسازی در زیربازارها، لازم است تا قوانین اتصال متقابل به صورتی عادلانه وضع گردد. استفاده بنگاه های مخابراتی از شبکه یکدیگر به عنوان ضرورتی انکارناپذیر بوده و به راحتی این موضوع می‌تواند به دلیل وجود موقعیت مسلط در بازار منشأ نقض رقابت گردد.

منابع

ـ سازمان تنظیم مقررات و ارتباطات رادیویی (۱۳۸۷) مجموعه آمار و اطلاعات به صورت انلاین به آدرس www.CRA.IR.

ـ سازمان حسابرسی کشور(۱۳۸۷)، صورتهای مالی شرکت مخابرات ایران و شرکتهای وابسته در سالهای مختلف.

ـ شرکت مخابرات ایران (۱۳۸۸)، مجموعه آمار و اطلاعات به صورت آنلاین به آدرس www.TCI.IR.

- Baumol, W., J. C. Panzar and R. D. Willig. (1983). "**Contestable Markets and the Theory of Industry Structure**". San Diego: Harcourt, Brace, Jovanovich

- Bloch, H., G. Madden, and S. J. Savage. (2001). "**Economies of Scale and Scope in Australian Telecommunications**". *Review of Industrial Organization*, vol. 18, pp. 219-227.

- Bloch, H., G.Madden, and S. J. Savage (1998) "**Cost Structure and Natural Monopoly: Issues for Australian Telecommunications**". Paper presented at the 1998 Conference of Economists, University of Sydney

- Charnes, A., W. W. Cooper and T. Sueyoshi, (1988). "**A goal programming/constrained regression review of the Bell SystemBell Systems**

1. Unbundling

breakup", Management Science, 34, 1-26.
- Christensen R Laurits. Greene H.William (1976)" **Economies of Scale in U.S. Electric Power Generation**" The Journal of Political Economy, Vol. 84, No. 4
- Christensen, L. R., R. Jorgenson, and L. Lau. (1973). "**Transcendental Logarithmic Utility Functions**". *American Economic Review*, vol. 65, pp. 367-383.
- Correa, L. (2003). "**Natural or Unatural Monopolies in UK Telecommunications**?" Working paper N0 501 Queen Mary University of London.
- Diewert, W. E. and T. J. Wales, (1991a). "**Multiproduct cost functions and subadditivity tests: A critique of the Evans and Heckman research on the U.S. Bell System**", Department of Economics, University of British Columbia Discussion Paper No. 91-21, June.
- Diewert, W. E. and T. J. Wales, (1991b). "**On the subadditivity of telecommunications cost functions: Some empirical results for the U.S. and Japan**", Department of Economics, University of British Columbia, Vancouver, Canada.
- Diewert, W.E. and Wales, T.J. (1987). "**Flexible functional form and global curvature conditions**", *Econometrica* 55, 43-68.
- Evans D. S., and J. J. Heckman. (1984)." **A Test for Subadditivity of the Cost Function with an Application to the Bell System**". *The American Economic Review*, vol.74, no. 4, pp. 302-317.
- Evans D. S., and J. J. Heckman. (1983). "**Multiproduct Cost Function Estimates and Natural Monopoly Tests for the Bell System**". In Evans, D.S. (Ed.), Breaking up the Bell, North-Holland, New-York, pp. 253-288.
- Jorgenson Dale W. and Kun-Young Yun(1986)"**Tax Policy and Capital Allocation**" The Scandinavian Journal of Economics, Vol. 88, No. 2
- Panzar, John C.(1989)" **Technological determinants of firm and industry structure**"
- In: Handbook of Industrial Organization, Published by Elsevier B.V,Volume 1, Pages 3-59
- Roller, L. H. (1990),"**Proper Quadratic Cost Functions with an Application to the Bell System**", *Review of Economics and Statistics*, vol. 72, pp. 202-210.
- Shin, T. R., and J. S. Ying. (1992),."**Unnatural Monopolies in the Local Telephone**", *Rand Journal of Economics*, vol. 23, no. 2, pp. 171-183.
- Stigler J. George (1968)" **The organization of industry**" University of Chicago Press
- Serafica, R. B. (1998)," **Was PLDT a Natural Monopoly? An Economic Analysis of Pre-Reform Philippines Telecoms**". *Telecommunications Policy*, vol. 22, no. 4-5, pp. 359-370.
- Silberston Aubrey (1973)" **Economies of Scale in Theory and Practice**" The Economic Journal, Vol. 83, No. 335
- Sung, N . Gort , M . (1997), "**The Sources of Natural Monopoly in the US Local Telephone Industry Telecommunication** " in P. Enslow , P.Desrochers and I. Bonifacio (eds), 21st cetury networking communication networks: Proceeding of the global networking 1997 conference , IOC Press
- Wilson and Zhou (2001) "**Telecommunications deregulation and Subadditivity costs: Are local telephone monopolies unnatural?**," *International Journal of Industrial Organization*, 19, 909-930
- Akridge T.Jay Hertel Thomas W(1986)" **Multiproduct Cost Relationships for Retail Fertilizer Plants**" American J. of

پیوست یک: آزمون معنی داری برای درجه جمع پذیری

اگر داشته باشیم:

$$S_t(\phi,\omega)=\frac{C^*_{At}-C_{At}(\phi,\omega)-C_{Bt}(\phi,\ )}{C^*_t} \qquad \omega$$

با گرفتن انتظارات مجانبی[1] داریم:

$$\mu_S=\frac{\mu-\mu_A-\ _B}{\mu}$$

فرض صفر $S_t(\phi,\omega)=0$ یا جمع پـذیری ناحیـه ای اسـت و یـا $\mu=\mu A+\mu B$ بنابراین $\mu_S=0$ و در نتیجه خواهیم داشت:

$$Var(S)=E(S-\mu_S)^2 \quad E(S^2) \quad =$$

$$S^2=1-2\frac{C_A+C_B}{C} \quad \frac{C_A^2+C_B^2 \quad 2C_AC_B}{C^2} \qquad +$$

با گرفتن انتظارات از S^2 داریم:

$$E(S^2)=1-2\frac{\mu_A+\mu_B}{\mu} \quad \frac{E(C_A^2)+E(C_B^2) \quad 2\mu_{A\ \ B}}{E(C^2)} \qquad + \qquad \mu$$

که داریم:

$$E(C_A^2)=\mu_A^2+Var(C_A)$$
$$E(C_B^2)=\mu_B^2+Var(C_B)$$
$$E(C^2)=\mu^2+Var(C)$$

و بر مبنای

$$Var(X)=E(X-\mu)^2=E(X^2) \quad \mu^2 \quad -$$

ولی C_A و C_B و C همه لوگ نرمال هم چون روابط زیر هستند(Greene,1993):

[1] -Asymptotic Expectations

$$C_A \sim \log normal[e^{X_A\beta+\frac{\sigma^2}{2}}, e^{2X_A\beta+\sigma^2}(e^{\sigma^2}-1)]$$

$$C_B \sim \log normal[e^{X_B\beta+\frac{\sigma^2}{2}}, e^{2X_B\beta+\sigma^2}(e^{\sigma^2}-1)]$$

$$C \sim \log normal[e^{X\beta+\frac{\sigma^2}{2}}, e^{2X\beta+\sigma^2}(e^{\sigma^2}-1)]$$

بنابراین برای آزمون فرض صفر $S_t(\phi,\omega)=0$ یا جمع پـذیری ناحیـه ای آزمـون آماری زیر مورد استفاده قرار می‌گیرد:

$$\frac{S}{\sqrt{\hat{Var}(S)}} \sim AN(0,1)$$

(به صورت مجانبی نرمال)

که داریم:

$$\hat{Var}(S) = \hat{E}(S^2)$$

$$= 1 - 2\frac{\hat{\mu}_A + \hat{\mu}_B}{\hat{\mu}} \quad \frac{\hat{E}(C_A^2) + \hat{E}(C_B^2) + 2\hat{\mu}_A\hat{\mu}_B}{\hat{E}(C^2)}$$

و همچنین

$$\hat{\mu}_A = e^{X_A\hat{\beta}+\frac{\sigma^2}{2}}$$

$$\hat{\mu}_B = e^{X_B\hat{\beta}+\frac{\sigma^2}{2}}$$

$$\hat{\mu} = e^{X\hat{\beta}+\frac{\sigma^2}{2}}$$

$$\hat{E}(C_A^2) = \hat{\mu}_A^2 + e^{2X_A\hat{\beta}+\sigma^2}(e^{\sigma^2}-1)$$

$$\hat{E}(C_B^2) = \hat{\mu}_B^2 + e^{2X_B\hat{\beta}+\sigma^2}(e^{\sigma^2}-1)$$

$$\hat{E}(C^2) = \hat{\mu}^2 + e^{2X\hat{\beta}+\sigma^2}(e^{\sigma^2}-1)$$

که تخمین های β و σ^2 همه از تابع تخمین زده شده ترانسلوگ می باشد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی