

بررسی وجود انحصار طبیعی در بازار مخابرات ایران

دکتر داود هادی‌فر

تاریخ پذیرش: ۸۹/۰۷/۲۸

دکتر عباس معمارنژاد

تاریخ دریافت: ۸۹/۰۴/۱۰

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 کارتر می باشد.

طبقه‌بندی JEL : D42 ؛ L96

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

* 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 - شهریار.

Email: d_hadifar@yahoo.com

۱- مقدمه

ایجاد رقابت برای بهبود کارایی بازار، همواره مورد تأیید اقتصاددانان بوده است. به این منظور اقدام به بررسی نحوه 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، توصیه های 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، مطالعه هکمن و اوانس^۲ (۱۹۸۳، ۱۹۸۴) ارزنده بوده است. آنها یک آزمون ناحیه ای^۳ را برای جمع پذیری^۴ در صنعت چند نهاده ای مخابرات در کانادا^۵ (بل سیستم) مورد استفاده قرار می دهند. برای آزمون یک تابع هزینه دو نهاده ای برای صنعت تخمین زده می شود. این دو تابع هزینه را به صورتی به کار می گیرد، که ستاده 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^۶ و همکاران (۱۹۸۸) صورت می گیرد که نتایج هکمن و

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.

۴. Subadditivity

۵. Bell system

6. Charnes

اوانس را نقض می‌کند. همچنين رولر^۷ (۱۹۹۰)، دیورت^۸ و ویلز^۹ (۱۹۹۱) نیز نتایج هکمن و اوانس را زیر سؤال می‌برند. رولر (۱۹۹۰) یک تابع CES^{۱۰} را به جای تابع ترانسلوگ مورد استفاده قرار می‌دهد. دیورت و ویلز (۱۹۹۱) علاوه بر رد نتایج هکمن و اوانس نشان می‌دهند که تابع هزینه ای که توسط آنها تخمین زده شده است، الزامات تثوریک در مورد غیر منفی بودن تابع هزینه را ندارد. شین و ینگ^{۱۱} (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 می‌گیرند که تابع هزینه اپراتورهای محلی در آمریکا، جمع پذیر نمی‌باشد. سانگ و گورت^{۱۲} (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 ۷/۵۸ درصد از موارد محاسبه شده از داده های هشت اپراتور محلی در استرالیا، دارای خاصیت جمع پذیری بوده اند. ویلسون و ژائو^{۱۳} (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^{۱۴} را مشاهده می‌کنند. آنها در می‌یابند 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 سؤال است. سرافیکا^{۱۵} (۱۹۹۸) تابع هزینه شرکت تلفن راه دور فیلیپین (PLDT)^{۱۶} 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 کننده ناکارآمدی طولانی مدت تکنولوژیک "شرکت تلفن راه دور فیلیپین" می‌داند که در مطالعه مورد بحث قرار گرفته است. دو مطالعه راجع به ساختار هزینه مخابرات در استرالیا در دوره انحصاری بودن آن توسط بلاچ^{۱۷}، مادن^{۱۸}، ساویچ^{۱۹} (۱۹۹۸)، بلاچ و همکاران (۲۰۰۱) انجام شده

7. Roller

8. Diewert

9. Wales

10. Constant elasticity substitution

11. Shin and Ying

12. sung and Gort

13. Wilson and Zhou

14. SuperAdditivity

15. Serafica

16. Philippine Long Distance Telephone

17. Bloch

18. Maden

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 می دهند که صنعت مخابرات استرالیا جمع پذیر نمی باشد. آنها از تابع هزینه ترانسولوژی استفاده می کنند، 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 می دهند که حاکی از هزینه نهایی منفی، برای خدمات تلفن راه دور است و این همان نتایجی است که رولر (۱۹۹۰) نشان داده بود و به نظر می رسد که تابع هزینه ترانسولوگ رفتار غیر عادی نمایش می دهد و احتمالاً نمی بایست که آزمون جمع پذیری را با استفاده از آن انجام داد. در انگلستان کوریا^{۲۰} (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 ۶۹/۰ درصد تا ۰۸/۱ درصد است که بنابراین وی نتیجه می گیرد 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 هزینه ناشی از آن جبران شود. آن چنان که از مطالعات بر می آید، 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.

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 هزینه ترانسولوگ برای تخمین تابع هزینه 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 و مقدار عوامل تولید

19. savage

20. Correa

بستگی دارد (جرگنسون و همکاران ۱۹۷۳)^{۲۱}. 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:

$$C = c(P, Q, t) \quad (1)$$

که C هزینه کل است، P بردار قیمت نهادها که شامل سه نهاد 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 هزینه ترانسلوگ را به فرم زیر خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} \ln C = & r_0 + r_A \ln q_A + r_B \ln q_B + s_L \ln P_L + s_K \ln P_K + s_O \ln P_O + \sim \ln t \\ & + \frac{1}{2} x_{AA} \ln q_A \ln q_A + \frac{1}{2} x_{AB} \ln q_A \ln q_B + \frac{1}{2} x_{BA} \ln q_B \ln q_A + \frac{1}{2} x_{BB} \ln q_B \ln q_B \\ & + \frac{1}{2} u_{LL} \ln P_L \ln P_L + \frac{1}{2} u_{LK} \ln P_L \ln P_K + \frac{1}{2} u_{LO} \ln P_L \ln P_O + \frac{1}{2} u_{KK} \ln P_K \ln P_K \\ & + \frac{1}{2} u_{KL} \ln P_K \ln P_L + \frac{1}{2} u_{KO} \ln P_K \ln P_O + \frac{1}{2} u_{OL} \ln P_O \ln P_L + \frac{1}{2} u_{OK} \ln P_O \ln P_K \\ & + \frac{1}{2} u_{OO} \ln P_O \ln P_O + \dots_{AL} \ln q_A \ln P_L + \dots_{AK} \ln q_A \ln P_K + \dots_{AO} \ln q_A \ln P_O \\ & + \dots_{BL} \ln q_B \ln P_L + \dots_{BK} \ln q_B \ln P_K + \dots_{BO} \ln q_B \ln P_O + \} \ln q_A \ln t + \} \ln q_B \ln t \\ & + \} \ln P_L \ln t + \} \ln P_K \ln t + \} \ln P_O \ln t + \ddagger \ln t \ln t \end{aligned} \quad (2)$$

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

$$X_i = \frac{\partial C}{\partial P_i} \quad (3)$$

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

²¹. Jorgenson, et al ;1973

$$S_L = \frac{P_L X_L}{C} = \frac{\partial \text{Ln} C}{\partial P_L} = S_L + u_{LL} \text{Ln} P_L + u_{LK} \text{Ln} P_K + u_{LO} \text{Ln} P_O + \dots_{AL} \text{Ln} q_A + \dots_{BL} \text{Ln} q_B + \dots_L \text{Ln} t$$

$$S_K = \frac{P_K X_K}{C} = \frac{\partial \text{Ln} C}{\partial P_K} = S_K + u_{KK} \text{Ln} P_K + u_{KL} \text{Ln} P_L + u_{KO} \text{Ln} P_O + \dots_{AK} \text{Ln} q_A + \dots_{BK} \text{Ln} q_B + \dots_K \text{Ln} t$$

$$S_O = \frac{P_O X_O}{C} = \frac{\partial \text{Ln} C}{\partial P_O} = S_O + u_{OO} \text{Ln} P_O + u_{OL} \text{Ln} P_L + u_{OK} \text{Ln} P_K + \dots_{AO} \text{Ln} q_A + \dots_{BO} \text{Ln} q_B + \dots_O \text{Ln} t$$

(۴)

قیود تقارن عبارتند از :

$$X_{AB} = X_{BA}$$

$$u_{KL} = u_{LK}, u_{KO} = u_{OK}, u_{LO} = u_{OL}$$

(۵)

قیود همگنی عبارتست از :

$$S_L + S_K + S_O = 1$$

$$u_{LL} + u_{LK} + u_{LO} = 0$$

$$u_{KL} + u_{KK} + u_{KO} = 0$$

$$u_{OO} + u_{OL} + u_{OK} = 0$$

$$\dots_{AL} + \dots_{AK} + \dots_{AO} = 0$$

$$\dots_{BL} + \dots_{BK} + \dots_{BO} = 0$$

$$\dots_L + \dots_K + \dots_O = 0$$

(۶)

داده های مورد استفاده در این مطالعه از صورت های مالی ۳۰ شرکت مخابرات استانی و شرکت همراه اول و شرکت زیرساخت که عملیات حسابرسی آنها انجام شده بود، برای سال های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۷ گردآوری شده است و داده ها به صورت تلفیقی (Panel) مورد استفاده قرار گرفته است. داده های سال های قبل به دلیل عدم انجام تجدید سرمایه^{۲۲} و البته در دسترس نبودن اطلاعات آنها مورد استفاده قرار نگرفت. هزینه کل و قیمت نهادها توسط شاخص کل تولید کننده منتشر شده توسط بانک مرکزی به ریال ثابت تبدیل شده اند. در ادامه به تشریح چگونگی تعریف و ساخت هر یک از داده های مورد استفاده پرداخته شده است.

- هزینه کل

برای محاسبه هزینه کل از مجموع هزینه های عملیاتی (شامل: هزینه های نگهداری و بهره برداری به علاوه هزینه های مالی و اداری مندرج در صورتهای مالی) به علاوه هزینه سرمایه استفاده شده است. برای محاسبه هزینه سرمایه اقدام به تعیین قیمت اجاره ای سرمایه به صورت زیر شده است.

قیمت اجاره ای سرمایه^{۲۳}

قیمت اجاره ای سرمایه آن چنان که توسط کریستینسن و یورگنسون^{۲۴} (۱۹۶۹) معرفی شده است به صورت زیر قابل ارائه است:

$$P_t = w[q_t(r+u) - (q_t - q_{t-1})] \quad (7)$$

w : فاکتور تعدیل اثر مالیات؛

q_t : قیمت سرمایه در زمان t ؛

r : نرخ بازگشت سرمایه؛

u : نرخ استهلاک؛

$q_t - q_{t-1}$: عایدی (زیان) سرمایه.

با استفاده از این مفهوم، هزینه های سرمایه (قیمت اجاره ای سرمایه) را شکل بندی می

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

²³. Rental price of Capital

²⁴. Christensen and Jorgenson

کنیم؛ اما با استفاده از روش شین و ینگ^{۲۵} (۱۹۹۲) یک شاخص هزینه ثابت را که تنها شامل هزینه 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 و آینده اجاره ای این دارایی است. بنابراین اگر اثر مالیات حذف شود، شکل ساده شده قیمت اجاره ای یک دارایی می تواند به صورت حاصل ضرب از هزینه به دست آوردن سرمایه در فاکتور استمرار سالیانه که شامل نرخ واقعی بازگشت و نرخ استهلاک است، ارائه شود (جرگنسون و ینگ ۱۹۸۶). شاخص هزینه ثابت که توسط شین و ینگ ارائه شده است به صورت زیر است:

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

I_t : نرخ بهره موثر؛

N : طول عمر سرمایه.

شاخص هزینه ثابت همچنین عامل جبران سرمایه^{۲۶} نیز نامیده می شود، زیرا هنگامی که در مبلغ پایه (مجموع دارایی ها در این مطالعه^{۲۷}) ضرب می شود، پرداخت های سالیانه ای را می دهد که شامل هم جبران سرمایه (استهلاک) و هم بازگشت سرمایه را پوشش می دهد. بنابراین هزینه سرمایه به صورت زیر محاسبه می شود:

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

CK_t : هزینه سرمایه؛

FA_t : مجموع داراییهای غیر جاری؛

I_t : شاخص هزینه ثابت محاسبه شده توسط رابطه (۹)؛

CA_t : داراییهای جاری؛

r_t : نرخ بهره موثر.

این شیوه فرض می کند که بهره وری سرمایه در طول زمان ثابت است (با توجه به زمان

²⁵. Shin and Ying

²⁶. Capital Recovery Factor

²⁷. خالص داراییهای جاری به این دلیل استفاده نشده است زیرا آیتم پیش دریافت از مشتریان و بدهی به شرکت مخابرات ایران عملاً پرداخت نمی شود. لذا رقم دارایی های جاری به علاوه داراییهای غیر جاری به عنوان مجموع داراییها استفاده شده است.

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 می شود، 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.^{۲۸}

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 می یابد. سنجه معمول برای ستاده مخابرات در مطالعات انجام شده، میزان مکالمات محلی و راه دور بوده است (هکمن ۱۹۸۴ و کنت ۱۹۹۴)^{۲۹} ولی برخی از تعداد خطوط تلفن نیز استفاده نموده اند (یانگ ۱۹۹۳ و زائو ۱۹۹۳)^{۳۰}. به دلیل عدم وجود هزینه های اتصال متقابل^{۳۱} بین شرکت های مخابرات استانی در ایران که یکی از دلایل عمده افزایش هزینه در نتیجه افزایش تماس است، در نتیجه 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 و نگهداری 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 هزینه نگهداری تاسیسات خویش بر اساس هر خط،

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

^{۲۹}. Heckman 1984, Kennett 1994.

^{۳۰}. Shin, Ying 1993, Wilson, Zhau 1997

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

مبلغی را پرداخت می‌نموده است (در سال ۱۳۸۳ به ازای هر خط تلفن ثابت ۶۰ 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^{۳۲} در استان محاسبه می‌شده است (در سال ۱۳۸۳ معادل ۳۰۰ هزار ریال به ازای هر خط تلفن همراه). بنابراین یکی دیگر از ستاده‌ها را تعداد خطوط تلفن همراه قرار می‌دهیم. درآمد ناشی از سرویس دیتا به دلیل سهم اندک از مجموع درآمدها (کمتر از نیم درصد) از محاسبات حذف 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 هزینه‌های حقوق و دستمزد تقسیم بر تعداد کارکنان استفاده شده است که البته به دلیل آنکه شرکت های مذکور از نظام هماهنگ حقوق و دستمزد، تبعیت می‌نموده اند اختلاف چندانی بین هزینه‌های حقوق و دستمزد سرانه مشاهده نشده است^{۳۳}. 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 می‌شده است و هزینه‌های آنها در هزینه‌های عملیاتی محاسبه می‌شده 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 هزینه سرمایه که نحوه محاسبه آن در پیش آمد، بر تعداد خطوط تلفن ثابت انجام شد.

قیمت سایر نهادها

۳- تلفن همراه مربوط به شرکت همراه اول

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

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، هزینه 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 و تکنیکی اثرگذار بر بهره وری عوامل تولید به کار گرفته می شود. 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^{۳۴} از یک روند زمانی به عنوان پروکسی تکنولوژی استفاده شده است.

۴- نتایج تجربی

در این تحقیق بر اساس روش کریستینسن و گرین^{۳۵} (۱۹۷۶) یک سیستم از معادلات شامل تابع هزینه و معادلات سهم هزینه عوامل تخمین زده می شود. این تکنیک به دلیل آنکه درجات آزادی بیشتری را منجر می شود، تخمین های کارتری را به دنبال دارد. به منظور عدم مواجهه با ماتریس کوواریانس منفرد^{۳۶} یکی از سهم های عوامل حذف شده و به این ترتیب تابع هزینه به همراه معادلات سهم هزینه منهای یک سهم تخمین زده می شود و پارامترهای سهم حذف شده بر اساس پارامترهای برآورد شده در سایر سهم ها محاسبه می شود. در اینجا "سهم سایر عوامل" به دلیل جنبه های کاربردی سایر عوامل و اهمیت نسبی کمتر آن، حذف می شود و معادله هزینه با دو سهم عامل سرمایه و کار تخمین زده می شود. به منظور تخمین فرض های تئوریک بر تابع هزینه ترانسلوگ اعمال می شود، چرا که به دلیل محدودیت اطلاعات انجام تخمین میسر نبود و در 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

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

^{۳۵} Christensen and Greene

^{۳۶} Singular Matrix

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 (Γ_A, Γ_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 (X_{AA}, X_{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 (X_{AB}) اگرچه علامت 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 هزینه سرمایه و در نتیجه قیمت آن بالاتر رفته نتایج تخمین و ضرایب آن کاراتر شده است. ضریب تلفن ثابت (Γ_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 (Γ_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 (X_{AB}) ، قیمت سرمایه $(\dots BK)$ و تکنولوژی (X_B) منفی و کاهنده 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 هزینه 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 (SL) 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 سپاری³⁷ و پیمان سپاری انجام می 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 هزینه کل نیز قابل تایید است³⁸. 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 (ULK) و تلفن ثابت (AL ...) منفی باشد. ضریب تکنولوژی (\sim) 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 می گیرد.

³⁷ - Outsourcing

³⁸ - سهم سایر عوامل حدود ۱۵ درصد و در طی سالهای مورد مطالعه در حال افزایش بوده است.

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

مدل سوم (نرخ سود + تورم)		مدل دوم (نرخ سود)		مدل اول (نرخ بهره بانکی)		پارامتر
احتمال	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال	ضریب	
۰.۰۵۰۱	۱.۶۱۲۷	۰.۰۰۸۴	۵.۶۶۷۰	۰.۰۰۰۸	۶.۶۱۱۱	عرض از مبدا (Γ_0)
۰.۰۴۸۰	۰.۳۹۶۲	۰.۶۷۸۴	-۰.۳۵۲۹	۰.۲۵۷۴	-۱.۱۲۰۵	خطوط تلفن ثابت (Γ_A)
۰.۰۶۶۸	۰.۵۱۲۵	۰.۲۳۶۰	۰.۸۴۹۳	۰.۰۴۶۰	۱.۳۳۷۸	خطوط تلفن همراه (Γ_Z)
۰.۰۵۱۹	۰.۱۰۰۷	۰.۹۸۵۴	-۰.۰۰۲۹	۰.۵۹۹۶	۰.۰۵۳۶	قیمت نیروی کار (S_L)
۰.۰۰۰۰	۰.۶۸۵۷	۰.۰۰۰۰	۰.۹۰۹۰	۰.۰۰۰۰	۰.۷۰۱۶	قیمت سرمایه (S_x)
-	۰.۲۱۳۶	-	۰.۰۹۳۸	-	۰.۲۴۴۷	قیمت سایر نهاده‌ها* (S_0)
۰.۰۴۹۷	-۰.۲۶۲۴	۰.۱۱۰۲	-۰.۵۴۵۸	۰.۰۰۹۲	-۰.۸۳۱۵	تکنولوژی (\sim)
۰.۰۱۲۵	۰.۲۰۶۸	۰.۱۴۶۲	۰.۳۰۶۷	۰.۰۲۱۴	۰.۴۵۷۳	ثابت X ثابت (X_{AA})
۰.۰۱۶۱	-۰.۱۶۸۴	۰.۱۶۹۱	-۰.۲۴۶۳	۰.۰۰۶۹	-۰.۳۵۸۳	ثابت X همراه (X_{AB})
۰.۰۲۳۸	۰.۱۳۶۱	۰.۱۶۹۵	۰.۲۱۲۷	۰.۰۴۶۴	۰.۲۹۰۶	همراه X همراه (X_{BB})
-	-۰.۱۶۸۴	-	-۰.۲۴۶۳	-	-۰.۳۵۸۳	همراه X ثابت* (X_{BA})
۰.۰۰۰۰	-۰.۰۶۷۳	۰.۰۰۰۰	-۰.۰۴۹۷	۰.۰۰۰۰	-۰.۰۶۷۶	ثابت X کار (... AL)
۰.۰۰۹۴	۰.۰۴۱۰	۰.۰۰۲۹	-۰.۰۶۹۹	۰.۷۶۳۴	-۰.۰۰۴۶	ثابت X سرمایه (... AK)
-	۰.۰۲۶۳	-	۰.۱۱۹۷	-	۰.۰۷۲۲	ثابت X سایر* (... AD)
۰.۰۰۰۰	۰.۰۴۸۶	۰.۰۰۰۲	۰.۰۳۹۱	۰.۰۰۰۰	۰.۰۵۳۴	همراه X کار (... ZL)
۰.۰۲۸۴	-۰.۰۲۸۸	۰.۰۰۴۹	۰.۰۵۷۳	۰.۷۸۵۲	-۰.۰۰۳۶	همراه X سرمایه (... AX)
-	-۰.۰۱۹۸	-	-۰.۰۹۶۴	-	-۰.۰۵۰۶	همراه X سایر* (... Z_0)
۰.۱۰۳۲	۰.۰۵۴۶	۰.۱۸۴۲	۰.۱۱۳۹	۰.۰۵۹۷	۰.۱۵۱۵	ثابت X تکنولوژی (X_A)
۰.۱۹۰۵	-۰.۰۳۸۱	۰.۲۵۳۷	-۰.۰۸۵۴	۰.۱۰۹۸	-۰.۱۱۲۱	همراه X تکنولوژی (X_Z)
۰.۰۰۰۰	۰.۰۹۹۹	۰.۰۱۶۹	۰.۰۸۶۳	۰.۰۰۰۰	۰.۰۸۵۵	کار X کار (U_{LL})
۰.۰۰۰۰	-۰.۰۸۷۶	۰.۳۶۵۴	-۰.۰۳۳۴	۰.۳۹۲۳	-۰.۰۱۶۰	کار X سرمایه (U_{LK})
-	-۰.۰۱۲۳	-	-۰.۰۵۲۹	-	-۰.۰۶۹۴	کار X سایر* (U_{LD})
-	-۰.۰۸۷۶	-	-۰.۰۳۳۴	-	-۰.۰۱۶۰	سرمایه X کار* (U_{XL})
۰.۰۰۰۰	۰.۱۷۴۷	۰.۰۰۰۳	۰.۱۵۳۱	۰.۰۰۰۰	۰.۱۰۳۸	سرمایه X سرمایه (U_{XX})
-	-۰.۰۸۷۰	-	-۰.۱۱۹۷	-	-۰.۰۸۷۷	سرمایه X سایر* (U_{LD})
-	-۰.۰۱۲۳	-	-۰.۰۵۲۹	-	-۰.۰۶۹۵	سایر X کار* (U_{DL})
-	-۰.۰۸۷۰	-	-۰.۱۱۹۷	-	-۰.۰۸۷۷	سایر X سرمایه* (U_{DX})
-	۰.۰۹۹۳	-	۰.۱۷۲۶	-	۰.۱۵۷۲	سایر X سایر* (U_{DD})
۰.۰۰۰۰	-۰.۰۳۶۳	۰.۰۰۰۰	-۰.۰۳۱۵	۰.۰۰۰۰	-۰.۰۲۷۶	کار X تکنولوژی (U_L)
۰.۰۰۴۲	۰.۰۱۹۹۸	۰.۰۰۰۷	-۰.۰۳۴۶۷	۰.۰۰۰۱	-۰.۰۲۶۷۶	سرمایه X تکنولوژی (U_X)
-	-۰.۰۱۶۳۴	-	۰.۰۶۶۲	-	-۰.۰۵۴۳۶	سایر X تکنولوژی* (U_D)
۰.۰۱۹۱	۰.۰۳۵۸۱	۰.۱۷۹۷	۰.۰۵۲۴۳۵	۰.۰۶۴۳	۰.۰۶۷۵۹	تکنولوژی X تکنولوژی †
-	۰.۹۹۷۲۶	-	۰.۹۸۳۲۹	-	۰.۹۷۸۲۰	R^*

* - محاسبه با استفاده از قیود توریک تابع هزینه در روابط (۵) و (۶) 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^{۳۹}

فرضی مهم در مورد ساختار هزینه که برای بررسی آزمون انحصار طبیعی دارای اهمیت است، شرط عدم اشتراک است که بررسی می‌کند که آیا هزینه تولید مشترک دو ستاده برابر با مجموع هزینه تولید جداگانه آنها است یا خیر؟ تابع هزینه دارای عدم اشتراک است (سرافیکا، ۱۹۹۸)^{۴۰} اگر:

$$H_0: \Gamma_A \Gamma_B = -X_{AB} \quad (10)$$

که با استفاده از آزمون فیوود والد آماره t^2 (5% , df=1) برابر با ۳.۴۸۱ است. نتایج آزمون در جدول (۲) آمده است. نتایج نشان می‌دهد که در مدل اول، دوم و سوم آماره به دست آمده فرض صفر را رد نمی‌کند. بنابراین دارای خاصیت اشتراک نمی‌باشند؛ یعنی تولید همزمان دارای هزینه کمتری نسبت به تولید جداگانه هریک از ستاده‌ها نیست.

جدول ۲: نتایج آزمون عدم اشتراک در تابع هزینه

احتمال	آماره	
۰.۳۸۷۷	۰.۷۴۶۰	مدل اول
0.6347	0.2258	مدل دوم
0.7886	0.0719	مدل سوم

- آزمون تجانس^{۴۱} (هموتتیک بودن تابع هزینه)

ممکن است این سؤال پیش آید که آیا تابع هزینه تخمین زده شده را می‌توان به صورت تابعی از محصولی ترکیبی ستاده‌های کنونی نوشت؛ یعنی داشته باشیم $Y=(F, M)$ که Y ستاده ترکیبی از دو ستاده F (تلفن ثابت) و M (تلفن همراه) است. بنابراین فرض صفر برابر خواهد بود با (Seráfica, 1998):

$$H_0: \dots_{ij} = 0 \quad (11) \quad \text{برای هر } i, j$$

که در تحقیق حاضر ما دارای چهار ضریب در هر مدل هستیم که با استفاده از آمار والد آماره‌های زیر به دست آمده است (جدول ۳).

³⁹ Nonjointness

⁴⁰ . Seráfica

⁴¹ . Homotheticity

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

احتمال	آماره	
۰.۰۰۰	۶۳.۶۰	مدل اول
۰.۰۰۰	۸۸.۲۱	مدل دوم
۰.۰۰۰	۴۸.۰۹	مدل سوم

که همگی از آماره t^2 در سطح اطمینان ۹۹ درصد بیشتر هستند، بنابراین فرض صفر رد می‌شود و ستاده‌ها دارای خاصیت هموتیک نمی‌باشند.

- آزمون انحصار طبیعی

در صورتی که یک بنگاه بتواند کل تولید مورد نیاز بازار (Q) را با هزینه کمتری در مقایسه با دو یا چند بنگاه انجام دهد، بنگاه انحصار طبیعی گفته می‌شود. فرض کنید که (q_1, q_2, \dots, q_k) ستانده $k \geq 2$ بنگاه باشد و مجموع ستانده آنها برابر با ستانده کل بازار باشد یعنی:

$$Q = (q_1 + p_2 + \dots + q_k) \quad (12)$$

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

$$C(Q) < C(q_1) + C(q_2) + \dots + C(q_k) \quad (13)$$

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"^{۴۲} است (بامول ۱۹۸۲)^{۴۳}. 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^{۴۴} 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 بنگاه‌ها

1. Subadditive
43. Baumol 1982
44. Globally Subadditive

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:

$$\sum_{i,j=1,\dots,n} C(a_i Q_1, b_j Q_2) \geq C(Q_1, Q_2) \quad (14)$$

$$\sum a_i = 0$$

$$\sum b_j = 0$$

که حداقل دو a_i یا b_j برای سطح Q_1 یا Q_2 نمی بایست مساوی صفر باشد. اگر رابطه معکوس باشد آنگاه تابع هزینه جمع پذیر افزایشی^{۴۵} 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^{۴۶} را اثبات نمی کند. برای به کارگیری آزمون می بایست هزینه تولید در دو بنگاه همزمان با هزینه 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. \bar{S}, n معین کننده سهم بنگاه A از دو ستاده است و بنابراین درجه جمع پذیری به این گونه محاسبه می شود (بلاچ و همکاران، ۲۰۰۱)^{۴۷}:

$$S_i(\bar{S}, n) = \frac{C_i^* - C_{At}(\bar{S}, n) - C_{Bt}(\bar{S}, n)}{C_i^*} \quad (15)$$

اگر S_i کمتر از صفر باشد آن گاه صنعت دو بنگاهی دارای کارایی کمتری نسبت به صنعت تک بنگاهی است. بنابراین آزمون، محاسبه $S_i(\omega, \theta)$ خواهد بود. اگر S_i منفی باشد و به صورت آماری غیر صفر باشد، آن گاه فرض جمع پذیری پذیرفته می شود. اگر S_i به صورت آماری متفاوت از صفر نباشد آن گاه فرض جمع پذیری ناحیه ای یکسان^{۴۸} رد نمی شود 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

45. Super additive

46. Global

47. Bloch et al, 2001

48. Additive

حاصل شد^{۴۹}) سپس با قرار دادن آنها در تابع هزینه 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 ۴: نتایج حاصل از آزمون انحصار طبیعی در تابع هزینه

سال	هزینه بنگاه انحصاری کمتر از هزینه محاسبه شده برای تولید دو بنگاهی		میزان عایدی (زیان) ناشی از انحصار (درصد)		
	تعداد	درصد	حداکثر	حداقل	متوسط
۱۳۸۳	۶۳۵	۸۴.۷	۷.۳	-۲.۸	۱.۵
۱۳۸۴	۵۱۴	۶۸.۵	۱۲.۲	-۱۵.۴	۳.۵
۱۳۸۵	۷۲۳	۹۶.۴	۱۷	-۳.۱	۸.۴
۱۳۸۶	۷۱۱	۹۴.۸	۲۶.۴	-۸.۷	۱۳.۲
۱۳۸۷	۶۴۸	۸۶.۴	۱۸.۵	-۲۱.۲	۱۱.۱

*- عدد منفی نشانگر زیان ناشی از انحصار است.

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 $S_t(\hat{S}_t, n) = 0$ برای اکثر محاسبات انجام شده (۷۵۰ محاسبه) رد نمی شود 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

۲. محاسبات در صورت نیاز موجود می باشد.

۸	۸۳	۱۳۸۳
۱۲	۷۴	۱۳۸۴
۱۴	۷۱	۱۳۸۵
۹	۸۰	۱۳۸۶
۵	۷۹	۱۳۸۷

– آزمون صرفه‌های ناشی از مقیاس

تعیین کننده اندازه و تعداد بهینه تولید بنگاه‌ها در یک صنعت چیست؟ پانزار^{۵۰} (۱۹۸۹) در پاسخ به این سؤال اظهار می‌دارد 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 ویژگی‌های تابع هزینه با وجود یک تقاضای معین، مشخص کننده تعداد و اندازه بنگاه‌ها در موقعیت تعادلی است. به دلیل وجود بنگاه‌های چند محصولی در دنیای واقعی، سیلبرس^{۵۱} (۱۹۷۲) موضوع _____ تون^{۵۱} (۱۹۷۲) موضوع _____ صرفه‌های مقیاس را در بنگاه چند محصولی مطرح می‌کند. با وجود دو یا چند محصول اندازه گیری هزینه متوسط امکان پذیر نخواهد بود، بنابراین اقدام به تعریف یک ستاده ترکیبی به منظور برآورد هزینه متوسط در حالت چند محصولی می‌شود. هزینه متوسط شعاعی^{۵۲} را به صورت زیر خواهیم داشت:

$$RAC(y) = \frac{C(\{y_1, y_2\})}{y} \quad (16)$$

که $\{y_1\}$ و $\{y_2\}$ ضرایب ترکیب است و دارای مجموع یک هستند. به این ترتیب صرفه‌های ناشی از مقیاس کلی به صورت زیر به دست می‌آید:

$$Scale = \frac{C(y_1, y_2)}{MC_1 y_1 + MC_2 y_2} \quad (17)$$

آنچه در رابطه (۱۶) آمد مربوط به صرفه‌های مقیاس کلی برای بنگاه چند محصولی است؛ ولی صرفه‌های مقیاس بر مبنای محصول که مربوط به رفتار هزینه‌ای در هنگامی که مقادیر یک ستاده تغییر می‌کند با ثبات سایر ستاده‌ها است، نیز قابل محاسبه است. در این جا مفهوم هزینه متوسط به صورت افزایش در هزینه ناشی از یک محصول معین در یک

⁵⁰ Panzar

⁵¹ Silberston

⁵² Ray average costs

سطح معین ستاده تقسیم بر مقادیر آن ستاده است یعنی داریم:

$$AC_1 = \frac{C(y_1, y_2) - C(0, y_2)}{y_1} \quad (18)$$

میزان صرفه های مقیاس بر مبنای محصول ۱ برابر است با :

$$Scale = \frac{AC_1(y)}{MC_1} \quad (19)$$

بزرگتر بودن رابطه (۱۹) از یک نشان دهنده صرفه های فزاینده نسبت به مقیاس است. با استفاده از رابطه اخیر اقدام به محاسبه مقیاس^{۵۳} 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 رابطه (۱۹) محاسبه صرفه های مقیاس انجام شد، که خلاصه نتایج در جدول (۸) آمده است.

جدول ۶: نتایج حاصل از آزمون صرفه های مقیاس

درصد محاسبه شده بزرگتر از یک از کل محاسبات	میانگین محاسبات انجام شده	حداقل مشاهده شده در محاسبات	حداکثر مشاهده شده در محاسبات	
۹۶	۱.۰۲	۰.۵۶	۲.۱	صرفه های مقیاس کلی
۱۰۰	۱.۰۹	۱.۰۱	۱.۳	صرفه های ناشی از تلفن ثابت
۱۰۰	۸.۶	۱.۹	۱۱.۸	صرفه های ناشی از تلفن همراه

همان طور که در جدول (۶) مشاهده می شود 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

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

$$Scope = \frac{C(y_1, 0) + C(0, y_2) - C(y_1, y_2)}{C(y_1, y_2)} \quad (20)$$

که مقدار مثبت در رابطه (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، ۱۹۸۶)^{۵۴}. همانند محاسبه صرفه های مقیاس در اینجا نیز برای هر استان-سال رابطه (۲۰) را محاسبه می نماییم. نتایج آن در جدول (۷) آمده است.

جدول ۷: نتایج حاصل از آزمون صرفه های ناشی از تنوع

حد اکثر	حداقل	میانگین	درصد محاسبات بزرگتر از صفر
۰.۸۹	-۰.۰۵۴	۰.۱۳	۹۸

همان طور که در جدول مشاهده می شود بیش از ۹۸ درصد از محاسبات انجام شده (برای هر استان-سال) مثبت بوده و لذا می توان گفت که تابع هزینه 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 بر آن 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

⁵⁴ . Akridge, Hertel, 1986

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 و همراه 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 می یابد 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 هم زمان 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 می توان رقابت را به جای آن که مبتنی بر تجهیزات⁵⁵ باشد بر مبنای سرویس⁵⁶ تعریف نمود، که در این صورت لازم است تا قوانین دسترسی به شبکه، برای همه بازیگران بازار توسط سازمان رگولاتوری فراهم گردد. با توجه به ملاحظات بیان شده در تفسیر نتایج و با در نظر گرفتن 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

⁵⁵. Facility Based

⁵⁶. Service Based

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.^{۵۷}؛ در این زمینه تجربه واگشایی^{۵۸} 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 محدودیت های بازار از جمله محدودیت 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 می شود.

به دلیل وجود انحصار طبیعی در بخش مخابرات و همچنین 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 می تواند به دلیل وجود موقعیت مسلط در بازار منشاء نقض رقابت گردد.

منابع

- سازمان تنظیم مقررات و ارتباطات رادیویی (۱۳۸۷) مجموعه آمار و اطلاعات به صورت آنلاین به آدرس www.CRA.IR.
- سازمان حسابرسی کشور (۱۳۸۷)، صورتهای مالی شرکت مخابرات ایران و شرکتهای وابسته در سالهای مختلف.
- 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 System Bell Systems

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

۵۸. 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 Unnatural 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 century 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:

$$S_t(W, \tilde{S}) = \frac{C_{At}^* - C_{At}(W, \tilde{S}) - C_{Bt}(W, \tilde{S})}{C_t^*}$$

با گرفتن انتظارات مجانبی^{۵۹} داریم:

$$\tilde{S} = \frac{\tilde{A} + \tilde{B}}{\tilde{C}}$$

فرض صفر $S_t(\phi, \omega) = 0$ یا جمع پذیری ناحیه ای است و یا $\mu = \mu A + \mu B$ بنابراین $\mu_S = 0$ و در نتیجه خواهیم داشت:

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

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

با گرفتن انتظارات از S^2 داریم:

$$E(S^2) = 1 - 2 \frac{\tilde{A} + \tilde{B}}{\tilde{C}} + \frac{E(C_A^2) + E(C_B^2) + 2\tilde{A}\tilde{B}}{E(C^2)}$$

که داریم:

$$E(C_A^2) = \tilde{A}^2 + Var(C_A)$$

$$E(C_B^2) = \tilde{B}^2 + Var(C_B)$$

$$E(C^2) = \tilde{C}^2 + Var(C)$$

و بر مبنای

$$Var(X) = E(X - \tilde{X})^2 = E(X^2) - \tilde{X}^2$$

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

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

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

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

بنابراین برای آزمون فرض صفر $S_f(\phi, \omega) = 0$ یا جمع پذیری ناحیه ای آزمون آماری زیر مورد استفاده قرار می گیرد:

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

(به صورت مجانبی نرمال)

که داریم:

$$\begin{aligned} \widehat{Var}(S) &= \widehat{E}(S^2) \\ &= 1 - 2 \frac{\widehat{\sim}_A + \widehat{\sim}_B}{\widehat{\sim}} + \frac{\widehat{E}(C_A^2) + \widehat{E}(C_B^2) + 2 \widehat{\sim}_A \widehat{\sim}_B}{\widehat{E}(C^2)} \end{aligned}$$

و همچنین

$$\widehat{\sim}_A = e^{X_A \widehat{S} + \frac{\dagger^2}{2}}$$

$$\widehat{\sim}_B = e^{X_B \widehat{S} + \frac{\dagger^2}{2}}$$

$$\widehat{\sim} = e^{X \widehat{S} + \frac{\dagger^2}{2}}$$

$$\widehat{E}(C_A^2) = \widehat{\sim}_A^2 + e^{2X_A \widehat{S} + \dagger^2} (e^{\dagger^2} - 1)$$

$$\widehat{E}(C_B^2) = \widehat{\sim}_B^2 + e^{2X_B \widehat{S} + \dagger^2} (e^{\dagger^2} - 1)$$

$$\widehat{E}(C^2) = \widehat{\sim}^2 + e^{2X \widehat{S} + \dagger^2} (e^{\dagger^2} - 1)$$

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