

## بررسی اثر تعدیل‌کنندگی اهمیت صاحب کار بر رابطه بین تغییر مؤسسه حسابرسی و تمرکز بازار حسابرسی

تاریخ دریافت: ۹۸/۱۲/۴  
تاریخ پذیرش: ۹۹/۵/۵

■ نجمه رستگاری<sup>۱</sup>

■ غلامحسین مهدوی<sup>۲</sup>

### چکیده:

هدف این پژوهش بررسی اثر تعدیل‌کنندگی اهمیت صاحب کار بر رابطه بین تغییر مؤسسه حسابرسی شامل تغییر اجباری و اختیاری مؤسسه حسابرسی و تمرکز بازار حسابرسی در بازه زمانی ۱۳۹۷-۱۳۹۰ است. برای شناسایی تمرکز بازار حسابرسی از شاخص‌های تمرکز بازار مانند نسبت تمرکز، شاخص هرفیندال-هیرشمن و شاخص آنتروپی استفاده شد. نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش با استفاده از الگوی داده‌های ترکیبی نشان داد که اهمیت صاحب کار بر رابطه بین تغییر مؤسسه حسابرسی و تمرکز بازار حسابرسی اثر تعدیل‌کنندگی دارد و سبب مستقیم‌شدن رابطه شد. هم‌چنین، نتایج نشان داد که بین تغییر اجباری و اختیاری مؤسسه حسابرسی و هر سه شاخص تمرکز بازار حسابرسی شامل نسبت تمرکز، شاخص هرفیندال-هیرشمن و شاخص آنتروپی رابطه معکوس و معنی‌داری وجود دارد. یعنی، با افزایش (کاهش) تغییر اجباری و اختیاری مؤسسه حسابرسی، تمرکز بازار حسابرسی کاهش (افزایش) می‌یابد. افزون بر این، بین متغیرهای کنترلی اندازه و تمرکز صاحب کار و تمرکز بازار حسابرسی رابطه مستقیم و معنی‌داری مشاهده شد. بنابراین، اهمیت صاحب کار و تغییر مؤسسه حسابرسی عاملی مؤثر بر توزیع بازار بین مؤسسه‌های حسابرسی و در نتیجه، تمرکز بازار حسابرسی است.

**واژه‌های کلیدی:** اهمیت صاحب کار، تغییر مؤسسه حسابرسی، تمرکز بازار حسابرسی، نسبت تمرکز، شاخص هرفیندال-هیرشمن و شاخص آنتروپی

۱. دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه شیراز.

۲. استاد حسابداری دانشگاه شیراز، نویسنده مسئول، ایمیل: ghmahdavi@rose.shirazu.ac.ir

## ۱- مقدمه

در تجزیه و تحلیل‌های اقتصاد صنعتی و انجام پژوهش‌های اقتصادی در حوزه صنعت، اغلب از تمرکز بازار به عنوان شاخص ارزیابی ساختار بازار استفاده می‌شود. تمرکز بازار و شاخص‌های اندازه‌گیری تمرکز، این امکان را فراهم می‌سازد که اطلاعات ساختاری مرتبط با تعداد بنگاه‌های صنعت و نحوه توزیع بازار بین بنگاه‌ها در قالب یک مقدار و عدد مشخص خلاصه شده و زمینه لازم را برای تحلیل اقتصادی وضعیت رقابت، انحصار و سطح تمرکز بازار را فراهم کند (شهیکی‌تاش و نوروزی، ۱۳۹۳). هر چه تمرکز بازار بیشتر باشد بازار بیش‌تر انحصاری می‌شود و هر چه تمرکز بازار کم‌تر باشد، بازار رقابتی‌تر است (شهیکی‌تاش و کاظم‌زاده، ۱۳۹۲).

بازار حسابرسی از جمله بازارهایی است که سنجش سطح تمرکز آن موضوع پژوهش‌های زیادی بوده است که به وسیله قانون‌گذاران (اداره پاسخ‌گویی دولتی<sup>۱</sup> در آمریکا، ۲۰۰۳ و ۲۰۰۸ و اکسرا<sup>۲</sup> در بریتانیا، ۲۰۰۶) و پژوهشگران فردی مانند اسچائن و میجور<sup>۳</sup> (۱۹۹۷) در بلژیک، توآپالان، مورونی و سیمنت<sup>۴</sup> (۲۰۰۲) در استرالیا، پیوت<sup>۵</sup> (۲۰۰۵) در فرانسه، مک‌میکینگ، پیزنل و پاپ<sup>۶</sup> (۲۰۰۷)، عابیدین، بی‌تی و گوداکر<sup>۷</sup> (۲۰۱۰) در انگلستان، دان، کالیک و میهو<sup>۸</sup> (۲۰۱۱) و کابان-گارسیا و کاممک<sup>۹</sup> (۲۰۱۱) در آمریکا، مالیس و بروزویچ<sup>۱۰</sup> (۲۰۱۵) در کرواسی، میجیک، جاکزیچ و ووکوویچ<sup>۱۱</sup> (۲۰۱۵) در صربستان و عابیدین و محمد-نور<sup>۱۲</sup> (۲۰۱۶) در مالزی و ساگلام و اورهان<sup>۱۳</sup> (۲۰۱۸) در ترکیه انجام شده است. نتایج این پژوهش‌ها، نشان‌دهنده تمرکز زیاد در بازار حسابرسی این کشورها است. این موضوع باعث شده است که سیاست‌گذاران در کشورهای آمریکا و انگلستان (اداره پاسخ‌گویی دولتی در آمریکا، ۲۰۰۳ و ۲۰۰۸؛ اکسرا در بریتانیا، ۲۰۰۶ و خزانه‌داری ایالات متحده<sup>۱۴</sup>، ۲۰۰۸)، درباره اثرهای احتمالی تمرکز بازار حسابرسی بر حق‌الزحمه حسابرسی و کیفیت حسابرسی نگران باشند. عمده نگرانی آن‌ها، افزایش حق‌الزحمه حسابرسی و کاهش کیفیت حسابرسی در نتیجه افزایش تمرکز بازار حسابرسی است (هوآنگ، چانگ و چایئو<sup>۱۵</sup>، ۲۰۱۶).

1. Governmental Accountability Office

2. Oxera

3. Schaen, & Maijor

4. Thavapalan, Moroney, & Simnett

5. Piot

6. McMeeking, Peasnell, & Pope

7. Abidin, Beattie, & Goodacre

8. Dunn, Kohlbeck, & Mayhew

9. Caban-Garcia, & Cammack

10. Malis, & Brozovic

11. Mijic, Jaksic, & Vukovic

12. Mohammad-Nor

13. Saglam, & Orhan

14. U.S. Treasury

15. Huang, Chang, & Chiou

به دلیل آثار نامطلوب احتمالی تمرکز بازار حسابرسی بر حق‌الزحمه و کیفیت حسابرسی، راه‌هایی برای کاهش سطح بالای تمرکز بازار حسابرسی جست و جو شد. اتحادیه اروپا (۲۰۱۰) در پیش‌نویس قانونی<sup>۱</sup>، تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی را به منظور کاهش سطح تمرکز بالای بازار حسابرسی پیشنهاد داد (اسچائن و میجور، ۱۹۹۷ و بلیترو و استفانی<sup>۲</sup>، ۲۰۱۸). در ایران سازمان بورس اوراق بهادار تهران در تاریخ ۸ مردادماه ۱۳۸۶ در دستورعمل مؤسسه‌های حسابرسی معتمد بورس و اوراق بهادار، تغییر مؤسسه‌های حسابرسی را برای دوره چهار ساله الزامی کرد (سازمان بورس و اوراق بهادار تهران، ۱۳۸۶). افزون بر تغییر الزامی شده در دستورعمل سازمان بورس و اوراق بهادار، تغییر حسابرس به صورت اختیاری هم انجام می‌شود. پدیده تغییر حسابرس از نظر درک وضعیت بازار خدمات حسابرسی و میزان رقابت در حرفه حسابرسی اهمیت ویژه‌ای دارد (مه‌دوی و محمدی، ۱۳۹۰).

در ایران، بعد از خصوصی‌سازی بازار حسابرسی، تعداد مؤسسه‌های خصوصی حسابرسی و هم‌چنین، رقابت بین آن‌ها افزایش یافت (سروش‌یار، بنی‌مهد و امیری، ۲۰۱۴). افزایش رقابت بین مؤسسه‌های حسابرسی عضو جامعه حسابداران رسمی ایران، به احتمال زیاد منجر به نتایج نامطلوبی مانند رقابت قیمتی (کاهش حق‌الزحمه حسابرسی) به جای رقابت کیفیتی (بهبود کیفیت حسابرسی) می‌شود و تغییر فرصت طلبانه حسابرس را افزایش می‌دهد (محمدرضایی، موه‌د-صالح و جهانگیرعلی<sup>۳</sup>، ۲۰۱۵). تغییر مؤسسه‌های حسابرسی پس از دوره‌ای معین منجر به تلاش جدی مؤسسه‌های حسابرسی برای به دست آوردن صاحب‌کاران جدید می‌شود. بنابراین، تغییر اجباری و اختیاری مؤسسه‌های حسابرسی عاملی مؤثر بر توزیع بازار بین مؤسسه‌های حسابرسی و تمرکز بازار حسابرسی است.

هدف این پژوهش بررسی تأثیر تغییر اجباری و اختیاری مؤسسه‌های حسابرسی بر تمرکز بازار حسابرسی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. اگرچه ادبیات زیادی در حمایت یا رد تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی وجود دارد اما آزمون مستقیم نتایج این سیاست به دلیل مشکل بودن کسب شواهد تجربی از منافع و هزینه‌های آن قبل از اجرا، مشکل است اما در کشورهایی که این سیاست را پذیرفته‌اند، امکان ارزیابی آثار آن وجود دارد (روییزباربادیلو، گومز-آگوییلار و کاررا<sup>۴</sup>، ۲۰۰۹). با توجه به این که ایران یکی از کشورهایی است که سیاست تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی را پذیرفته و حدود ۱۲ سال نیز از اجرای آن می‌گذرد اکنون فرصت مناسبی برای بررسی تأثیر آن بر تمرکز بازار حسابرسی است. در نتیجه، سؤال پژوهش حاضر این است که آیا بین تغییر اجباری و اختیاری مؤسسه حسابرسی و تمرکز بازار حسابرسی رابطه معنی‌داری وجود دارد و آیا اهمیت صاحب‌کار بر این رابطه اثر تعدیل‌کنندگی دارد؟ دانش‌افزایی این پژوهش عبارت است از: ۱. اولین پژوهشی است که رابطه بین تغییر اجباری

1. Green Paper
2. Bleibtreu, & Stefani
3. MohammadRezaei, Mohd-Saleh, & Jahangir Ali
4. Ruiz-Barbadillo, Gomez-Aguilar, & Carrera

و اختیاری مؤسسه حسابرسی و تمرکز در بازار حسابرسی ایران و اثر تعدیل‌کنندگی اهمیت صاحب‌کار بر این رابطه را بررسی می‌کند. ۲. این پژوهش دارای کاربردهایی برای قانون‌گذاران و اعضای حرفه حسابداری است. زیرا، آن‌ها هنوز هم در حال بحث در مورد هزینه و منفعت تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی هستند. در ایالات متحد آمریکا طبق قانون ساربینز-آکسلی بخش ۲۰۷، لزوم انجام پژوهش‌های بیش‌تر درباره تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی مورد تأکید قرار گرفته است (چای<sup>۱</sup>، ۲۰۰۵ و بلیترئو و استفانی، ۲۰۱۸). ۳. این پژوهش با بررسی تأثیر تغییر اجباری و اختیاری مؤسسه حسابرسی به ادبیات حسابرسی می‌افزاید. زیرا، پژوهشگران زیادی خواستار انجام پژوهش‌های بیش‌تر برای بررسی آثار تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی شده‌اند (دوپاچ، کینگ و اسکوارتز<sup>۲</sup>، ۲۰۰۱ و دیفوند و فرانسیس<sup>۳</sup>، ۲۰۰۵؛ روییزباربادیلا و همکاران، ۲۰۰۹، بلیترئو و استفانی، ۲۰۱۸ و نارایاناسومی و راژوناندان<sup>۴</sup>، ۲۰۱۹).

در این پژوهش ابتدا مبانی نظری زیربنای فرضیه پژوهش تشریح شده است. در ادامه، پیشینه پژوهش و روش پژوهش بیان شده است. سپس، نتایج آزمون فرضیه پژوهش، ارائه شده است. در بخش پایانی، خلاصه نتایج پژوهش و پیشنهادهاى مربوط تشریح شده است.

## ۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش و بسط فرضیه‌ها

### ۲-۱- تمرکز بازار حسابرسی

شواهد نشان می‌دهد که در کشورهای پیشرفته مانند آمریکا و بریتانیا، چهار مؤسسه بزرگ حسابرسی بیش از شصت درصد بازار حسابرسی را در اختیار دارند (عابیدین و محمد-نور، ۲۰۱۶). دلایل زیادی برای تسلط مؤسسه‌های بزرگ حسابرسی بر بازار حسابرسی وجود دارد. صاحب‌کارانی که مؤسسه‌های بزرگ حسابرسی را انتخاب می‌کنند، ضرورتاً به هزینه حسابرسی توجه نمی‌کنند بلکه به مواردی مانند کیفیت خدمات ارائه‌شده، شایستگی کارکنان مؤسسه‌های حسابرسی و شهرت جهانی توجه دارند. حسابرسان شاغل در مؤسسه‌های بزرگ حسابرسی بهتر می‌توانند در مواقع چالش‌برانگیز در مقابل فشار مدیریت مقاومت کنند. هم‌چنین، منابع مالی وسیع‌تر و دانش فنی، این امکان را به آن‌ها می‌دهد تا بدون ترس از قطع همکاری با صاحب‌کاران خود، با مشکلات احتمالی به طور واقعی‌تری برخورد کنند (ال-اجمی<sup>۵</sup>، ۲۰۰۹). همان‌طور که در بخش مقدمه بیان شد، نتیجه پژوهش‌های زیادی، نشان‌دهنده تمرکز زیاد در بازار حسابرسی در برخی از کشورها است.

طبق نظریه اقتصاد صنعتی، در بازار به شدت متمرکز، شرکت‌های پیشرو قادر به تبانی بوده و رقابت را محدود می‌کنند. در صورت نبود رقابت شدید، قیمت‌ها بیش‌تر از هزینه نهایی

1. Chi  
2. Dopuch, King, & Schwartz  
3. DeFond, & Francis  
4. Narayanaswamy, & Raghunandan  
5. Al-Ajmi

افزایش خواهد یافت (اسچائن و میجور، ۱۹۹۷). در دهه گذشته، سیاست‌گذاران در تعدادی از کشورهای پیشرفته، نگرانی‌هایی درباره اثرهای احتمالی تمرکز زیاد در بازار حسابرسی بر حق‌الزحمه و کیفیت حسابرسی ابراز کرده‌اند. عمده نگرانی درباره این است که سطح بالای تمرکز بازار حسابرسی، امکان انتخاب از بین حسابرسان برای صاحب کار را کاهش می‌دهد، قدرت بازاری حسابرسان را افزایش می‌دهد و سبب افزایش از خود شیفتگی بین حسابرسان می‌شود و در نتیجه، علی‌رغم افزایش حق‌الزحمه حسابرسی (چی، ۲۰۰۶؛ آستانا، بالسام و کیم<sup>۱</sup>، ۲۰۰۹؛ هامیلتون، لی و استاکز<sup>۲</sup>، ۲۰۰۸؛ کارسون، سیمنت، سو و رایت<sup>۳</sup>، ۲۰۱۲؛ هوآنگ و همکاران، ۲۰۱۶ و اشلمن و لاوسون<sup>۴</sup>، ۲۰۱۷) کیفیت حسابرسی کاهش می‌یابد (بون، خورانا و راما<sup>۵</sup>، ۲۰۱۲؛ فرانسیس، میکاس و سیوی<sup>۶</sup>، ۲۰۱۳ و هوآنگ و همکاران، ۲۰۱۶). هر چند نتایج برخی پژوهش‌ها نشان داد که با افزایش تمرکز بازار حسابرسی، حق‌الزحمه حسابرسی کاهش (کردستانی، رضازاده، کاظمی‌علوم و عبدی، ۱۳۹۷؛ دانوس و اشنایسههر<sup>۷</sup>، ۱۹۸۶؛ پیرسون و ترومپیتر<sup>۸</sup>، ۱۹۹۴ و نیومن و ویلکینز<sup>۹</sup>، ۲۰۱۲) و کیفیت حسابرسی افزایش می‌یابد (نیوتن، وانگ<sup>۱۰</sup> و ویلکینز، ۲۰۱۳ و اشلمن و لاوسون، ۲۰۱۷). بنابراین، تمرکز بازار حسابرسی دارای پیامدهای با اهمیتی مانند تأثیر بر حق‌الزحمه و کیفیت حسابرسی است. به دلیل اثرهای نامطلوب احتمالی تمرکز بازار حسابرسی بر حق‌الزحمه و در نتیجه کیفیت حسابرسی، سیاست‌گذارانی مانند اتحادیه اروپا، تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی و شریک حسابرس را به منظور کاهش تمرکز بازار حسابرسی پیشنهاد کردند (اتحادیه اروپا، ۲۰۱۰ و بلیبترئو و استفانی، ۲۰۱۸).

## ۲-۲- تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی

طبق بیانیه مفاهیم استقلال در ایالات متحد آمریکا، آشنایی یکی از عوامل تهدیدکننده استقلال حسابرس است. تداوم همکاری حسابررس و صاحب کار، رابطه نزدیک بین دو طرف را در پی دارد. این رابطه صمیمانه ممکن است منجر به کوتاه‌آمدن حسابرس در اختلاف نظرهای پیش‌آمده در حین کار حسابرسی یا حتی تبانی بین حسابرس و مدیریت صاحب کار شود. بنابراین، تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی، رویکرد قانونی مناسب برای کاهش پیوندهای بین حسابرس و صاحب کار است (کوپییک و اسچمیدت<sup>۱۱</sup>، ۲۰۱۸). تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی موافق و

1. Asthana, Balsam, & Kim
2. Hamilton, Li, & Stokes
3. Carson, Simnett, Soo, & Wright
4. Eshleman, & Lawson
5. Boone, Khurana, & Raman
6. Francis, Michas, & Seavey
7. Danos, & Eichenseher
8. Pearson, & Trompeter
9. Numan, & Willekens
10. Newton, Wang
11. Quick, & Schmidt

مخالفانی دارد.

موافقان تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی معتقدند که با محدود کردن زمان همکاری حسابرس با صاحب‌کار، انگیزه حسابرس برای کسب منافع حاصل از حفظ یک صاحب‌کار خاص کم‌تر شده و در نتیجه، با احتمال کم‌تری اقدام به صدور گزارش حسابرسی به نفع مدیریت می‌کند (کامانل و سکستون<sup>۱</sup>، ۲۰۰۵). در حمایت از تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی، نتیجه پژوهش‌های کاپلای و دوست<sup>۲</sup> (۱۹۹۳)، چای و هوآنگ (۲۰۰۵)، کری و سیمنت<sup>۳</sup> (۲۰۰۶)، کوهن، دی و لیز<sup>۴</sup> (۲۰۰۸)، باندیوپادیا، چن و یو<sup>۵</sup> (۲۰۱۴)، لنوکس، وو و ژانگ<sup>۶</sup> (۲۰۱۴)، الدر، لاونسوون و رک<sup>۷</sup> (۲۰۱۵)، کوربلا، فلوریو، گاتی و ماسترولیا<sup>۸</sup> (۲۰۱۵)، کمران، پرنسیپ و ترومبتا<sup>۹</sup> (۲۰۱۶) و لاورین، لاورنس و ریانس<sup>۱۰</sup> (۲۰۱۷) نشان داد که اعمال قانون تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی منجر به افزایش کیفیت حسابرسی می‌شود. هم‌چنین، نتیجه پژوهش‌های مایرز، مایرز و عمر<sup>۱۱</sup> (۲۰۰۳)، چای و هوآنگ (۲۰۰۵) و کمران و همکاران (۲۰۱۶) نشان داد که تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی سبب افزایش استقلال حسابرس می‌شود.

مخالفان سیاست تغییر اجباری حسابرس معتقدند که حسابرس در حین انجام عملیات حسابرسی ناچار به برقراری ارتباط با مدیریت و بحث و تبادل نظر با او در موارد مختلف است. هرچه این ارتباط نزدیک‌تر باشد حسابرس قادر خواهد بود اطلاعات بیش‌تری از مدیریت کسب کند (دنیلز و بوکر<sup>۱۲</sup>، ۲۰۱۱) و به این ترتیب، توانایی آن‌ها در مورد مناسب بودن یا نبودن روش‌های حسابداری و گزارشگری افزایش یافته (چن، لین و لین<sup>۱۳</sup>، ۲۰۰۸) و در نتیجه، خطر حسابرسی کاهش (اداره پاسخگویی دولتی آمریکا، ۲۰۰۳) و به دنبال آن کیفیت حسابرسی افزایش می‌یابد. هم‌چنین، با تغییر حسابرس، اعتماد سرمایه‌گذاران به اتکاپذیری صورت‌های مالی و در نتیجه، اعتبار حسابرسی کاهش (سینت<sup>۱۴</sup>، ۲۰۰۴) و از سوی دیگر، هزینه حسابرسی برای حسابرس و صاحب‌کار افزایش خواهد یافت (سینت، ۲۰۰۴؛ استیوارت، کنت و روتلدج<sup>۱۵</sup>، ۲۰۱۶ و

1. Comunale, & Sexton
2. Copley, & Doucet
3. Carey, & Simnett
4. Cohen, Dey, & Lys
5. Bandyopadhyay, Chen, & Yu
6. Lennox, Wu, & Zhang
7. Elder, Lovensohn, & Reck
8. Corbella, Florio, Gotti, & Mastrolia
9. Cameran, Prencipem, & Trombetta
10. Laurion, Lawrence, & Ryans
11. Myers, & Omer
12. Daniels, & Booker
13. Chen, Lin, & Lin
14. Sinnett
15. Stewart, Kent, & Routledge

شارما، تانی و لیت<sup>۱</sup>، ۲۰۱۷). دلایل این افزایش، وقوع هزینه‌های شروع مجدد<sup>۲</sup> به طور دوره‌ای (آرودنا و پاز-آرس<sup>۳</sup>، ۱۹۹۷)، محدود شدن رابطه حسابرسی-صاحب کار در یک دوره خاص (چی، ۲۰۰۵) و کار اضافی مورد نیاز به وسیله مؤسسه حسابرسی جدید (جکسون، مولدریچ و رابوک<sup>۴</sup>، ۲۰۰۸) است. با افزایش هزینه حسابرسی، حق الزحمه حسابرسی نیز افزایش می‌یابد (آرودنا و پاز-آرس، ۱۹۹۷). در نتیجه، بیش تر بودن هزینه اجرای سیاست تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی نسبت به منافع آن، دلیل اصلی مخالفان این سیاست است (باندیوپادیا و همکاران، ۲۰۱۴). نتایج برخی پژوهش‌های انجام‌شده در دو دهه اخیر، نشان‌دهنده تأثیر نامطلوب تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی بر کیفیت حسابرسی و گزارشگری مالی است (ناگی<sup>۵</sup>، ۲۰۰۵؛ بلوین، گرین و رونتري<sup>۶</sup>، ۲۰۰۷؛ چن و همکاران، ۲۰۰۸؛ روییز-باربادیلو و همکاران، ۲۰۰۹؛ فیرس، رویی و وو<sup>۷</sup>، ۲۰۱۲؛ کوون، لیم و سیمنت<sup>۸</sup>، ۲۰۱۴؛ کمران، فرانسیس، مارا و و پتینیکچیو<sup>۹</sup>، ۲۰۱۵؛ کمران و همکاران، ۲۰۱۶ و کوییک و اسپمیدت، ۲۰۱۸).

### ۳-۲- تغییر اختیاری مؤسسه حسابرسی

افزون بر تغییر اجباری، تغییر حسابرسی به صورت اختیاری نیز امکان‌پذیر است. تغییر اجباری بر مبنای قوانین و مقررات مرتبط با حسابداران رسمی است اما تغییر اختیاری مرتبط با ویژگی‌های صاحب‌کاران یا مؤسسه‌های حسابرسی است. عوامل مؤثر بر تغییر اختیاری حسابرسان به دو گروه طبقه‌بندی می‌شود. گروه اول شامل عوامل مرتبط با حسابرسان مانند حق الزحمه حسابرسی، نوع اظهارنظر حسابرسی و کیفیت حسابرسی است. گروه دوم، عوامل مرتبط با واحدهای متقاضی حسابرسی شامل تغییر در ترکیب مدیریت شرکت، فرصت دستکاری سود، اهرم مالی، اندازه شرکت و رشد آن و فعالیت‌های تأمین مالی شرکت است (رضازاده و زارعی‌مروج، ۱۳۸۶). مهدوی و ابراهیمی (۱۳۸۹) با بررسی دلایل مؤثر بر تغییر حسابرسی چین نتیجه‌گیری کردند که بر خلاف تصورات کلی موجود که دلیل تغییر حسابرسی به وسیله شرکت‌ها را ناشی از عواملی مانند دریافت اظهارنظر مطلوب، مدیریت سود، جلوگیری از تقلب و ضعف عملکرد مدیریت می‌دانند، گاهی اوقات شرکت‌ها برای بهبود عملکرد، حسابرسان خود را تغییر می‌دهند.

تغییر حسابرسی که بنا بر الزام قانونی نباشد ممکن است موجب ایجاد شک و شبهه برای ذی‌نفعان شود (وی‌بو و رحماواتی<sup>۱۰</sup>، ۲۰۱۹) و به دلیل ناشناخته بودن علل تغییر حسابرسی برای

1. Sharma, & Litt
2. Start-up cost
3. Arrunada, & Paz-Ares
4. Jackson, Moldrich, & Roebuck
5. Nagy
6. Blouin, Grein, & Rountree
7. Firth, Rui
8. Kwon, Lim
9. Marra, & Pettinicchio
10. Wibowo, & Rahmawati

افراد برون‌سازمانی، ارزیابی آثار آن برای ذی‌نفعان مشکل است (بوکر، ۲۰۱۸). خزانه‌داری آمریکا (۲۰۰۸) معتقد است که تغییرات حسابرسی به شدت در حال افزایش است و هنوز هم اجباری برای افزایش دلیل تغییر وجود ندارد و یا اگر وجود دارد، کافی نیست. بنابراین، لازم است که کمیسیون بورس و اوراق بهادار همه شرکت‌های آمریکایی را ملزم کند که دلایل تغییر حسابرس خود را افشا کنند.

تغییر مؤسسه‌های حسابرسی مانند تیغ دو لبه‌ای است که هم می‌تواند به بهبود بازار کار حسابرسی و کارایی این بازار منجر شود و هم می‌تواند به توزیع نامناسب بازار بین مؤسسه‌های باکیفیت و کم‌کیفیت منجر شود. بنابراین، انتظار می‌رود که تغییر اختیاری مؤسسه حسابرسی، عاملی اثرگذار بر توزیع بازار حسابرسی بین مؤسسه‌های حسابرسی و در نتیجه، تمرکز بازار حسابرسی باشد. همان‌طور که نتیجه پژوهش‌های بیتی و فرنلی (۱۹۹۵) و بیتی، گوداکر و فرنلی (۲۰۰۳) نشان داد بعد از تغییر مؤسسه حسابرسی، اگر صاحب‌کار تمایل به انتخاب مؤسسه‌های بزرگ حسابرسی داشته باشد، در صورت ثابت‌بودن سایر شرایط، تغییر اختیاری حسابرس منجر به افزایش تمرکز در بازار حسابرسی می‌شود.

#### ۲-۴- تمرکز بازار حسابرسی و تغییر اجباری و اختیاری مؤسسه حسابرسی

محافل دانشگاهی و فعالان حرفه‌ای توجه زیادی به تغییر حسابرس و تأثیر آن بر بازار حسابرسی کرده‌اند (بیتی و فرنلی، ۱۹۹۵ و همکاران، ۲۰۰۳). این پدیده از نظر درک وضعیت بازار خدمات حسابرسی و میزان رقابت در حرفه حسابرسی اهمیت ویژه‌ای دارد (مهدوی و محمدی، ۱۳۹۰) به طوری که جوادی، یعقوب‌نژاد، رهنمای رودپشتی و بنی‌مهد (۱۳۹۸) معتقدند که تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی سبب افزایش رقابت در بازار حسابرسی می‌شود. رقابت سبب افزایش سهم بازار مؤسسه‌های کوچک حسابرسی و کاهش سهم بازار مؤسسه‌های بزرگ حسابرسی می‌شود (آرونادا و پاز-آرس، ۱۹۹۷). کامانوئل و سکستون (۲۰۰۵) به این نتیجه رسیدند که تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی اثر قابل توجهی بر سهم بازار پنج مؤسسه بزرگ حسابرسی دارد.

طرفداران تغییر اجباری اعتقاد دارند که بازار حسابرسی بیش از اندازه متمرکز است و تغییر حسابرس می‌تواند رقابت بین مؤسسه‌های بزرگ و کوچک حسابرسی را بهبود بخشد (سجادی و جعفری‌پور، ۱۳۸۹). در نتیجه، به دلیل پویاتر شدن بازار حسابرسی، انحصار در این بازار شکسته خواهد شد. این وضعیت موجب می‌شود افزون بر پویایی بیش‌تر بازار حسابرسی، سطح کیفی حرفه نیز به طور کلی بهتر شود و توانایی مؤسسه‌های حسابرسی در انجام عملیات حسابرسی به سطحی بالاتر، ارتقا یابد. این موضوع، افزون بر منفعت برای حرفه حسابرسی، موجب انتفاع سرمایه‌گذاران نیز می‌شود (استینلی و دیزورت<sup>۱</sup>، ۲۰۰۷).



هریس و دوئل‌مان<sup>۱</sup> (۲۰۰۸) معتقدند که تغییرات قانونی که موجب تسهیل تغییر حسابرسی از سوی صاحب کار می‌شود، به افزایش رقابت در بازار حسابرسی و کاهش تمرکز بازار حسابرسی منتهی خواهد شد و انتظار می‌رود که حسابرسان نه تنها از طریق کاهش قیمت خدمات بلکه از طریق انطباق بیشتر با خواسته‌های صاحب کار به فشارهای رقابتی واکنش نشان دهند. نتیجه پژوهش بلیبترئو و استفانی (۲۰۱۸) نشان داد که تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی باعث کاهش تمرکز در بازار حسابرسی می‌شود اما هم‌زمان اهمیت صاحب کار را کاهش می‌دهد که سبب می‌شود حسابرسان انگیزه کم‌تری برای مستقل بودن داشته باشند. گراکوس و سیورسون<sup>۲</sup> (۲۰۱۵) پیامدهای محتمل برای صاحب کار در دو حوزه تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی و این که مؤسسه حسابرسی جزء چهار مؤسسه بزرگ حسابرسی باشد را با استفاده از تخمین‌های لازم برای تقاضای خدمات حسابرسی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار آمریکا را بررسی کردند. نتیجه پژوهش آنان نشان داد که الزام به تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی می‌تواند منجر به موازنه نسبی در بازار حسابرسی شود. هم‌چنین، انحصار بازار حسابرسی به وسیله مؤسسه‌های بزرگ، تهدید جدی برای سایر مؤسسه‌ها است. هر چند آن‌ها متغیر کیفیت حسابرسی را به عنوان عاملی مهم برای تبیین رابطه بین مؤسسه حسابرسی و صاحب کار برشمردند. نتیجه پژوهش‌های آرون‌دا و پاز-آرس (۱۹۹۷) و کاررا، گوییز-آگوییلار، هامفری<sup>۳</sup> و روییز باربادیلو (۲۰۰۷) نشان داد که تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی اثر معکوس بر ساختار بازار حسابرسی در اسپانیا داشته است. در زمینه تغییر اختیاری مؤسسه حسابرسی، عابیدین و محمد-نور (۲۰۱۶) معتقدند که تغییر اختیاری مؤسسه حسابرسی باعث افزایش در تمرکز بازار حسابرسی می‌شود.

با در نظر گرفتن این که تغییر اجباری مؤسسه‌های حسابرسی پس از دوره‌ای معین، بحث تلاش حسابرسان برای به دست آوردن صاحب کاران جدید پس از تغییر اجباری را جدی‌تر می‌کند، بررسی تأثیر تغییر مؤسسه‌های حسابرسی بر توزیع بازار بین مؤسسه‌های حسابرسی و تمرکز بازار حسابرسی دارای اهمیت زیادی است. بنابراین، انتظار می‌رود که تغییر اجباری و اختیاری مؤسسه حسابرسی، عاملی اثرگذار بر توزیع بازار حسابرسی بین مؤسسه‌های حسابرسی و در نتیجه، تمرکز بازار حسابرسی باشد. در نتیجه، فرضیه‌های این پژوهش به صورت زیر تدوین می‌شود:

فرضیه اصلی ۱- بین تغییر مؤسسه حسابرسی و تمرکز بازار حسابرسی رابطه معنی‌داری وجود دارد.

فرضیه ۱-۱- بین تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی و تمرکز بازار حسابرسی رابطه معنی‌داری وجود دارد.

فرضیه ۱-۲- بین تغییر اختیاری مؤسسه حسابرسی و تمرکز بازار حسابرسی رابطه معنی‌داری وجود دارد.

1. Duellman
2. Gerakos, & Siverson
3. Humphery

فرضیه اصلی ۲- اهمیت صاحب‌کار رابطه بین تغییر مؤسسه حسابرسی و تمرکز بازار حسابرسی را تعدیل می‌کند.

فرضیه ۲-۱- اهمیت صاحب‌کار رابطه بین تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی و تمرکز بازار حسابرسی را تعدیل می‌کند.

فرضیه ۲-۲- اهمیت صاحب‌کار رابطه بین تغییر اختیاری مؤسسه حسابرسی و تمرکز بازار حسابرسی را تعدیل می‌کند.

## ۲-۵- پیشینه پژوهش

هر چند تاکنون در زمینه رابطه بین تغییر اجباری و اختیاری مؤسسه حسابرسی و تمرکز بازار حسابرسی در ایران پژوهشی انجام نشده است اما رجبی (۱۳۷۶)، بیات (۱۳۹۲)، حساس‌یگانه، برزیده، تقوی‌فرد و فرهمند سیدآبادی (۱۳۹۵) و کردستانی و همکاران (۱۳۹۷) پژوهش‌هایی مرتبط با موضوع این پژوهش داشته‌اند.

رجبی (۱۳۷۶) بازار خدمات حسابرسی شرکت‌های تولیدی و بازرگانی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را در سال ۱۳۷۲ بررسی کرد. متغیرهای مورد بررسی شامل اندازه واحد مورد رسیدگی، پیچیدگی، خطر تجاری و اندازه مؤسسه حسابرسی بود. نتایج پژوهش وی نشان داد که اندازه واحد مورد رسیدگی، خطر یا نسبت اهرم مالی و اندازه مؤسسه حسابرسی بر حق‌الزحمه حسابرسی تأثیر با اهمیتی دارد. هم‌چنین، به دلیل تسلط سازمان حسابرسی بر بازار خدمات حسابرسی در ایران، این بازار غیررقابتی است.

بیات (۱۳۹۲) رابطه بین تمرکز و تخصص حسابرس با ویژگی‌های خاص صنعت شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را برای نمونه‌ای شامل ۳۶۸ شرکت در قالب ۲۲ صنعت در بازه زمانی ۱۳۸۲-۱۳۹۰ بررسی کرد. نتیجه پژوهش وی نشان داد که بین سه معیار تمرکز حسابرس شامل جمع سهم بازار سه مؤسسه حسابرسی بزرگ هر صنعت، متوسط مشتریان هر حسابرس و توزیع تعدادی صاحب‌کاران بین حسابرسان مختلف با تمرکز صنعت، رشد صنعت و ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام صنعت رابطه مستقیمی وجود دارد. تعداد حسابرسان متخصص در هر صنعت نیز دارای رابطه مستقیمی با تمرکز صنعت، رشد صنعت و ارزش بازار به ارزش دفتری صنعت بود. هم‌چنین، بین تمرکز حسابرس و تعداد حسابرسان متخصص در صنعت و فعال‌بودن صنعت، رابطه معنی‌داری مشاهده نشد.

حساس‌یگانه و همکاران (۱۳۹۵) تأثیر تغییر اجباری مؤسسه‌های حسابرسی بر حق‌الزحمه حسابرسی و رقابت در بازار حسابرسی را برای نمونه‌ای شامل ۹۵ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۳-۱۳۸۵ بررسی کردند. سهم بازار بر مبنای فروش و کل دارایی‌های صاحب‌کاران محاسبه شد. نتایج پژوهش آنان نشان داد که تغییر اجباری سبب افزایش حق‌الزحمه حسابرسی می‌شود و این افزایش بیش از افزایش در حق‌الزحمه در نتیجه تغییر اختیاری است. هم‌چنین، تفاوت قابل توجهی در سهم بازار مؤسسه‌های حسابرسی با کیفیت

بالا و پایین مشاهده نشد.

کردستانی و همکاران (۱۳۹۷) تأثیر تمرکز بازار حسابرسی بر حق الزحمه و کیفیت حسابرسی را برای نمونه‌ای شامل ۷۸ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۰-۱۳۹۵ بررسی کردند. نتیجه پژوهش آنان نشان داد که تمرکز بازار حسابرسی موجب کاهش حق الزحمه و کیفیت حسابرسی می‌شود.

اسچائن و میجور (۱۹۹۷) ساختار بازار حسابرسی در بلژیک را برای نمونه‌ای شامل ۵۰۰ ر ۱۰ صاحب‌کار مؤسسه‌های حسابرسی بلژیکی در بازه زمانی ۱۹۸۴-۱۹۹۴ میلادی بررسی کردند. تمرکز بازار حسابرسی با استفاده از نسبت تمرکز و شاخص هرفیندال-هیرشمن محاسبه شد. نتایج پژوهش آنان، نشان‌دهنده تفاوت معنی‌داری در سطح تمرکز بازار حسابرسی در سطح صنعت بود و مطابق با معیارهای شفرد (۱۹۹۰) ساختار انحصار چند جانبه باز (سست)، ساختار غالب بر بازار حسابرسی بلژیک بود. اسچائن و میجور در پژوهش خود دو متغیر تأثیرگذار بر تفاوت در سطح تمرکز بازار حسابرسی شامل تمرکز صاحب‌کار و فعالیت بازار سرمایه صاحب‌کار در صنایع مختلف را نیز بررسی کردند. نتیجه پژوهش آنان نشان داد که رابطه مستقیم معنی‌داری بین تمرکز بازار حسابرسی و تمرکز صاحب‌کار وجود دارد. هم‌چنین، رابطه بین تمرکز بازار حسابرسی و فعالیت بازار سرمایه صاحب‌کار نیز مستقیم و معنی‌دار است.

گراکوس و سیورسون (۲۰۱۵) با استفاده از تخمین‌های لازم برای تقاضای خدمات حسابرسی شرکت‌های پذیرفته‌شده بورسی در آمریکا، پیامدهای محتمل برای صاحب‌کار در دو حوزه تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی و این که مؤسسه حسابرسی جزء چهار مؤسسه بزرگ باشد را در بازه زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۰ میلادی بررسی کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که الزام به تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی می‌تواند منجر به موازنه نسبی در بازار حسابرسی شود و انحصار بازار حسابرسی به وسیله مؤسسه‌های بزرگ حسابرسی، تهدیدی جدی برای سایر مؤسسه‌ها است هر چند آن‌ها متغیر کیفیت حسابرسی را به عنوان عاملی مهم برای تبیین رابطه بین مؤسسه حسابرسی و صاحب‌کار برشمردند.

نارایاناسومی و راژوناندان<sup>۱</sup> (۲۰۱۹) تأثیر تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی بر کیفیت حسابرسی، حق الزحمه حسابرسی و تمرکز بازار حسابرسی در کشور هند را برای نمونه‌ای شامل ۴۰۸۷ شرکت-سال در بازه زمانی ۲۰۱۴-۲۰۱۷ میلادی بررسی کردند. نتیجه پژوهش آنان نشان داد که با تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی، کیفیت حسابرسی مؤسسه‌های حسابرسی ارتقا نیافته است. هم‌چنین، تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی تأثیر معنی‌داری بر حق الزحمه حسابرسی ندارد و سبب افزایش تمرکز بازار حسابرسی شده است.

### ۳- روش پژوهش

از نظر هدف، این پژوهش کاربردی است و نتایج حاصل از آن می‌تواند برای طیف گسترده‌ای

شامل جامعه حسابداران رسمی ایران، تدوین‌کنندگان استانداردها و پژوهشگران مفید باشد. این پژوهش از نظر روش اجرا، توصیفی-همبستگی و از نظر افق زمانی، طولی و به دلیل استفاده از اطلاعات گذشته، پژوهش پس‌رویدادی است. برای گردآوری مبنای نظری پژوهش از نشریه‌ها و کتب موجود در کتابخانه و تارنماهای اینترنتی در دسترس استفاده شده است. داده‌های مورد نیاز شرکت‌ها برای تجزیه و تحلیل از طریق بانک‌های اطلاعاتی ره‌آورد نوین و سایت کدال گردآوری شده است.

شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، جامعه آماری پژوهش حاضر را تشکیل می‌دهد. در این پژوهش از نمونه‌گیری آماری استفاده نشده است. شرکت‌هایی با سال مالی منتهی به پایان اسفندماه هر سال و نداشتن تغییر سال مالی و توقف عملیات طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ شمسی به عنوان نمونه در نظر گرفته شد. همچنین، شرکت‌های مورد بررسی باید تا پایان سال مالی ۱۳۹۰ شمسی در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند، داده‌های مورد نیاز به منظور اندازه‌گیری متغیرها در دسترس باشد. افزون بر این، شرکت‌های مورد بررسی نباید جزء بانک‌ها و مؤسسه‌های مالی شامل شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی، شرکت‌های هلدینگ و لیزینگ‌ها باشد زیرا ساختار مالی بانک‌ها و مؤسسه‌های مالی آن‌ها تفاوت بسیاری با شرکت‌های غیرمالی دارد.

با توجه به محدودیت‌های بالا، تعداد ۶۶ شرکت دارای واجد شرایط بود. بازه زمانی پژوهش سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۹۰ شمسی است. با استفاده از نرم‌افزار اکسل نسخه ۲۰۱۶، داده‌های مورد نیاز محاسبه و تجزیه و تحلیل داده‌ها با نرم‌افزار ایویوز نسخه ۹ انجام شد.

#### ۴- متغیرهای پژوهش

متغیرهای این پژوهش شامل متغیر وابسته، متغیر مستقل، متغیر تعدیل‌کننده و متغیر کنترلی است.

متغیر وابسته در این پژوهش، تمرکز بازار حسابرسی است. مشابه پژوهش‌های کابان-گارسیا و کام‌مک (۲۰۱۱)، توسکانو و گارسیا-بنائو<sup>۱</sup> (۲۰۱۴)، میچیک و همکاران (۲۰۱۴)، مالیس و بروزویچ (۲۰۱۵)، عابیدین و محمد-نور (۲۰۱۶) و ساگلام و اورهان (۲۰۱۸) تمرکز بازار حسابرسی با استفاده از شاخص‌های مطلق تمرکز شامل نسبت تمرکز سه مؤسسه حسابرسی، شاخص هرفیندال-هیرشمن و شاخص آنتروپی محاسبه شد.

نسبت تمرکز سه مؤسسه حسابرسی، بررسی داده‌ها در بازه زمانی مربوط نشان داد که در هر سال تعداد صاحب‌کاران سه مؤسسه حسابرسی عضو جامعه حسابداران رسمی ایران با سایر مؤسسه‌های حسابرسی تفاوت زیادی دارد. بنابراین، از مجموع سهم بازار سه مؤسسه حسابرسی عضو جامعه حسابداران رسمی ایران دارای بیش‌ترین تعداد صاحب‌کار در هر سال برای محاسبه نسبت تمرکز سه مؤسسه حسابرسی استفاده شد.

شاخص هرفیندال-هیرشمن، مشابه با پژوهش‌های اسپائن و میجور (۱۹۹۷)، کابان-گارسیا و کاممک (۲۰۱۱) و اشلمن و لاوسون (۲۰۱۷) طبق رابطه شماره ۱ در زیر محاسبه می‌شود:

$$HI = \sum_{i=1}^n S_i^2 = \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i}{X}\right)^2 \quad (1)$$

$$(1) = HI$$

$n$ : تعداد مؤسسه‌های حسابرسی موجود در بازار

$S$ : سهم مؤسسه‌های حسابرسی از کل اندازه بازار

$X_i$ : تعداد صاحب‌کار هر مؤسسه حسابرسی در صنعت

$X$ : تعداد کل صاحب‌کار همه مؤسسه‌های حسابرسی در صنعت

اگر اندازه شاخص هرفیندال-هیرشمن کمتر از ۰/۱ باشد، بازار رقابتی و اگر بین ۰/۱ تا ۰/۱۸ باشد، بازار به طور نسبی متمرکز است (بعضی از بنگاه‌ها تسلط نسبی بر بازار دارند). اگر اندازه این شاخص بیش‌تر از ۰/۱۸ باشد بازار متمرکز و انحصار مؤثر در بازار اعمال می‌شود (خدادادکاشی و کریمنیا، ۱۳۹۷).

شاخص آنتروپی، جمع وزنی سهم بازاری بنگاه‌ها است و به سهم بازار هر بنگاه، وزنی معادل لگاریتم معکوس سهم آن داده می‌شود. مشابه با پژوهش پورعبادالهیان کویچ، محمدزاده، فلاحی و حکمتی‌فرید (۱۳۹۲) این شاخص طبق رابطه شماره ۲ در زیر محاسبه می‌شود:

$$E = \sum_{i=1}^n s_i \ln \left(\frac{1}{s_i}\right) = - \sum_{i=1}^n S_i \ln s_i \quad (2)$$

که عوامل  $n$  و  $s$  در رابطه قبل تعریف شده است. هرچه شاخص آنتروپی به صفر نزدیک‌تر باشد، بازار، متمرکزتر و در نتیجه، رقابت کم‌تر می‌شود. هنگامی که آنتروپی افزایش می‌یابد، بازار غیرمتمرکزتر شده و رقابت افزایش می‌یابد (سرلک و میرزایی، ۱۳۹۵).

بهترین مبنا برای محاسبه  $S$  حق‌الزحمه حسابرسی است. به دلیل افشا نشدن حق‌الزحمه حسابرسی برای بسیاری از شرکت‌های عضو نمونه پژوهش، مشابه پژوهش‌های کابان-گارسیا و کاممک (۲۰۱۱) و میجیک و همکاران (۲۰۱۴)، سهم بازار هر مؤسسه حسابرسی بر مبنای تعداد صاحب‌کاران آن مؤسسه محاسبه شد.

متغیرهای مستقل در این پژوهش شامل تغییر اجباری و اختیاری مؤسسه حسابرسی است. تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی، اشاره به این دارد که تغییر مؤسسه حسابرسی مطابق با دستورعمل سازمان بورس اوراق بهادار مبنی بر تغییر مؤسسه حسابرسی است. تغییر اجباری زمانی است که پس از یک دوره چهار ساله، مؤسسه حسابرسی تغییر کند.

تغییر اختیاری مؤسسه حسابرسی، زمانی است که مؤسسه حسابرسی در زمانی کم‌تر از ۴ سال تغییر کرده باشد.

متغیر تعدیل‌کننده این پژوهش، اهمیت صاحب کار است. در صورتی که حق الزحمه حسابرسی یک صاحب کار خاص بیش از ۲۵ درصد مجموع حق الزحمه حسابرسی کسب‌شده به وسیله آن مؤسسه حسابرسی در یک سال باشد، آن صاحب کار برای مؤسسه حسابرسی با اهمیت در نظر گرفته می‌شود. متغیرهای کنترلی در این پژوهش شامل تمرکز صنعت صاحب کار و اندازه صاحب کار است.

تمرکز صنعت صاحب کار، برابر است با مجموع سهم بازار چهار شرکت بزرگ هر صنعت که مشابه با پژوهش چانگ، چن و چان<sup>۱</sup> (۲۰۰۹) طبق رابطه شماره ۳ در زیر محاسبه می‌شود:

$$CCR_{kt} = \frac{\sum_{j=1}^4 \text{Ln}(A_{ijkt})}{\sum_{i=1}^{I_{it}} \sum_{j=1}^{J_{ikt}} \text{Ln}(A_{ijkt})} \quad (3)$$

که در آن:

$CCR_{kt}$ : تمرکز صنعت صاحب کار در صنعت  $k$  در زمان  $t$

$\text{Ln}(A_{ijkt})$ : لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های شرکت  $j$  حسابرسی‌شده به وسیله مؤسسه

حسابرسی  $i$  در صنعت  $k$  در زمان  $t$

$J_{ikt}$ : تعداد شرکت‌های حسابرسی‌شده به وسیله مؤسسه حسابرسی  $i$  در صنعت  $k$  در زمان  $t$

$I_{it}$ : تعداد مؤسسه‌های حسابرسی در صنعت  $k$  در زمان  $t$  است.

اندازه صاحب کار، میانگین اندازه صاحب کاران در هر صنعت است که مطابق با پژوهش‌های

هوگان و جتر (۱۹۹۹) و چانگ، چن و چان (۲۰۰۹) طبق رابطه شماره ۴ در زیر محاسبه می‌شود:

$$MEANSIZE_{kt} = \frac{\sum_{i=1}^{I_{it}} \sum_{j=1}^{J_{ikt}} \text{Ln}(A_{ijkt})}{\sum_{i=1}^{I_{it}} J_{ikt}} \quad (4)$$

که در آن:

$MEANSIZE_{kt}$ : اندازه صاحب کار است و بقیه عوامل در رابطه قبل تعریف شده است.

## ۵- یافته‌های پژوهش

### ۵-۱- آمار توصیفی داده‌ها

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش شامل میانگین، بیشینه، کمینه و انحراف معیار در جدول شماره ۱ ارائه شده است. میانگین متغیر نسبت تمرکز برابر با ۰/۲۱۹ است که نشان می‌دهد سه مؤسسه حسابرسی به طور میانگین ۲۱/۹٪ از سهم بازار حسابرسی را در اختیار دارند. میانگین

شاخص هرفیندال-هیرشمن برابر با  $0/650$  است که نشان می‌دهد در بازار حسابرسی ایران در بازه زمانی پژوهش تسلط مؤثر مشاهده نمی‌شود و به این دلیل که مقدار شاخص از صفر بزرگ‌تر و به  $0/1$  نزدیک‌تر است، رقابت کامل در این بازار وجود ندارد. انحراف معیار برای متغیر نسبت تمرکز  $0/036$  است اما مقدار این آمار برای شاخص هرفیندال-هیرشمن  $0/09$  است. دلیل کم‌تر بودن انحراف معیار برای متغیر نسبت تمرکز، تعداد اندک مؤسسه‌های منظور شده در محاسبه این شاخص و در نتیجه، اختلاف اندک در سهم بازار در هر سال است در حالی که برای محاسبه شاخص هرفیندال-هیرشمن، از داده همه مؤسسه‌های حسابرسی نمونه پژوهش استفاده شده است.

جدول ۱: آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	آماره	میانگین	میان	انحراف معیار	بیشینه	کمینه
نسبت تمرکز	$0/219$	$0/205$	$0/036$	$0/299$	$0/185$	
شاخص هرفیندال-هیرشمن	$0/065$	$0/032$	$0/09$	$0/302$	$0/025$	
شاخص آنتروپی	$4/961$	$5/013$	$0/689$	$6/232$	$3/995$	
تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی	$0/172$	$0$	$0/378$	$1$	$0$	
تغییر اختیاری مؤسسه حسابرسی	$0/161$	$0$	$0/368$	$1$	$0$	
اهمیت صاحب کار	$0/79$	$1$	$0/409$	$1$	$0$	
تمرکز صنعت صاحب کار	$0/428$	$0/377$	$0/187$	$0/988$	$0/219$	
اندازه صاحب کار	$13/303$	$13/491$	$2/678$	$15/276$	$12/233$	

### ۵-۲- هم‌خطی چندگانه بین متغیرهای توضیحی

یکی از مفروضات مورد نظر برای استفاده از حداقل مربعات معمولی این است که متغیرهای توضیحی به هم وابسته نیستند. هم‌خطی چندگانه در رگرسیون با عامل تورم واریانس<sup>۱</sup> سنجیده می‌شود و نشان‌دهنده این است که واریانس ضرایب الگو در حالت وجود هم‌خطی تا چه میزان نسبت به حالتی که متغیرهای برآوردی همبستگی خطی ندارند، متورم شده است. اگر عامل تورم واریانس نزدیک به یک باشد نشان‌دهنده نبود هم‌خطی چندگانه است (افلاطونی، ۱۳۹۶). عامل تورم واریانس متغیرهای توضیحی در جدول شماره ۲ گزارش شده است. همان‌طور که نتایج مندرج در جدول مزبور نشان می‌دهد عامل تورم واریانس متغیرهای توضیحی نزدیک به یک است که نشان‌دهنده نبود هم‌خطی چندگانه بین متغیرهای مستقل و کنترلی است.

1. Variance Inflation Factor

جدول ۲: عامل تورم واریانس متغیرهای توضیحی پژوهش

متغیر	عامل تورم واریانس
تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی	۱/۰۲۹
تغییر اختیاری مؤسسه حسابرسی	۱/۰۳۲
اهمیت صاحب‌کار	۱/۱۱۷
تمرکز صنعت صاحب‌کار	۱/۰۰۴
اندازه صاحب‌کار	۱/۰۰۱

### ۵-۳- پایایی (ایستایی) متغیرهای پژوهش

قبل از برآورد هر رگرسیون برای کسب اطمینان از رگرسیون غیر کاذب و در پی آن نتایج نامطمئن، لازم است که پایایی (ایستایی) متغیرهای پژوهش بررسی شود. پایایی به این معنا است که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرهای پژوهش بین سال‌های مختلف ثابت بوده است. برای بررسی پایایی متغیرها از آزمون لوین، لین و چو استفاده شده است. متغیرهای تغییر اجباری و اختیاری مؤسسه حسابرسی که به صورت صفر و یک است، نیازی به بررسی ایستایی ندارد. نتایج آزمون لوین، لین و چو برای سایر متغیرها در جدول شماره ۳ گزارش شده است. همان‌طور که نتایج مندرج در جدول مزبور نشان می‌دهد برای تمام متغیرهای پژوهش، قدر مطلق آماره محاسباتی آزمون ریشه واحد بزرگ‌تر از قدر مطلق آماره جدول در سطح ۵٪، برابر با ۳/۰۷، و سطح معناداری گزارش شده از ۵٪ کم‌تر است. در نتیجه، تمام متغیرهای پژوهش پایا (ایستا) است.

جدول ۳: پایایی متغیرهای پژوهش

متغیر	آزمون لوین، لین و چو	
	آماره آزمون	سطح معناداری
نسبت تمرکز	-۲/۴۹۹	۰/۰۰۵
شاخص هرفیندال-هیرشمن	-۸۵/۰۰۱	۰/۰۰۱
شاخص آنتروپی	-۱۲/۳۳۱	۰/۰۰۱
تمرکز صنعت صاحب‌کار	-۱۹/۳۹۴	۰/۰۰۱
اندازه صاحب‌کار	-۱۵/۵۷۲	۰/۰۰۱
آماره جدول در سطح ۵٪: ۳/۰۷-		

### ۵-۴- آزمون فرضیه‌های پژوهش

در صورت استفاده از داده‌های ترکیبی و روش حداقل مربعات معمولی، به منظور تخمین الگوی رگرسیون، از یکی از روش‌های اثرات ثابت، تصادفی و مشترک استفاده می‌شود. برای



تشخیص روش تخمین مناسب باید از آزمون‌های مختلفی مانند آزمون چاو، هاسمن و بروش-پاگان-گادفری استفاده کرد. نتایج آزمون چاو و آزمون هاسمن برای انتخاب روش آزمون مناسب برای فرضیه اصلی ۱ در جدول شماره ۴ گزارش شده است. همان‌طور که نتایج مندرج در جدول مزبور نشان می‌دهد نتایج آزمون چاو و آزمون هاسمن نشان‌دهنده لزوم استفاده از روش اثرات ثابت است.

جدول ۴: نتایج مربوط به انتخاب الگو برای فرضیه اصلی ۱

نوع الگو	سطح معنی‌داری	آماره آزمون	آزمون	
اثرات ثابت	۰/۰۰۱	۱۶/۰۱۴	آزمون چاو	فرضیه اصلی ۱ (استفاده از نسبت تمرکز برای سنجش تمرکز بازار حسابرسی)
	۰/۰۳	۱۱/۸۳۲	آزمون هاسمن	
اثرات ثابت	۰/۰۰۱	۱۶/۹۲۵	آزمون چاو	فرضیه اصلی ۱ (استفاده از شاخص هرفیندال-هیرشمن برای سنجش تمرکز بازار حسابرسی)
	۰/۰۰۱	۱۹/۸۹۲	آزمون هاسمن	
اثرات ثابت	۰/۰۳	۱۶/۸۲۳	آزمون چاو	فرضیه اصلی ۱ (استفاده از شاخص آنتروپی برای سنجش تمرکز بازار حسابرسی)
	۰/۰۲	۱۱/۳۴	آزمون هاسمن	

نتیجه آزمون فرضیه اصلی ۱ پژوهش در جدول شماره ۵ گزارش شده است. همان‌طور که نتایج مندرج در جدول مزبور نشان می‌دهد تغییر مؤسسه حسابرسی در سطح خطای قابل‌پذیرش ۵٪ دارای رابطه معکوس و معنی‌داری با شاخص‌های تمرکز بازار حسابرسی شامل نسبت تمرکز، شاخص هرفیندال-هیرشمن و شاخص آنتروپی است. به عبارتی، با افزایش (کاهش) تغییر مؤسسه حسابرسی، شاخص‌های تمرکز بازار حسابرسی شامل نسبت تمرکز، شاخص هرفیندال-هیرشمن و شاخص آنتروپی کاهش (افزایش) می‌یابد. مقایسه ضرایب تعیین تعدیل‌شده در حالت‌های مختلف فرضیه اصلی ۱ نشان می‌دهد که در حالت سوم این فرضیه (استفاده از شاخص آنتروپی برای سنجش تمرکز بازار حسابرسی)، تغییر مؤسسه حسابرسی و متغیرهای کنترلی (تمرکز صنعت صاحب کار و اندازه صاحب کار) درصد بیش‌تری از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کند. هم‌چنین، ضریب رگرسیونی تغییر مؤسسه حسابرسی در صورت استفاده از شاخص آنتروپی برای سنجش تمرکز بازار حسابرسی نشان می‌دهد که تمرکز بازار حسابرسی در این حالت کاهش بیش‌تری داشته است. آماره دوربین-واتسن نشان‌دهنده نبود خودهمبستگی است. نتایج آزمون بروش-پاگان-گادفری و آزمون وایت نشان‌دهنده نبود ناهمسانی واریانس است.

جدول ۵: نتایج حاصل از آزمون فرضیه اصلی ۱

متغیر وابسته: تمرکز بازار حسابرسی (نسبت تمرکز)				
متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
تغییر مؤسسه حسابرسی	-۰/۱۶۱	۰/۰۶۳	-۲/۵۸۳	۰/۰۱
تمرکز صنعت صاحب کار	۰/۰۱۸	۰/۰۰۸	۲/۲۰۴	۰/۰۰۱
اندازه صاحب کار	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱	۳/۶۶	۰/۰۰۱
مقدار ثابت	۰/۲۵۶	۰/۰۱۳	۱۹/۴۷	۰/۰۰۱
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره دوربین-واتسن	آماره F	سطح معنی‌داری
۰/۱۳۷	۰/۱۳۲	۱/۷۹۵	۶/۷۶۵	۰/۰۰۱
آماره آزمون بروش-پاگان-گادفری				
آماره آزمون وایت				
۰/۰۷۸				
۰/۰۸۲				
متغیر وابسته: تمرکز بازار حسابرسی (شاخص هرفیندال-هیرشمن)				
متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
تغییر مؤسسه حسابرسی	-۰/۴۶۲	۰/۱۲۸	-۳/۶۳۳	۰/۰۰۱
تمرکز صنعت صاحب کار	۰/۰۵۶	۰/۰۲۲	۲/۵۱۲	۰/۰۰۲
اندازه صاحب کار	۰/۰۳۴	۰/۰۰۳	۲/۲۳۱	۰/۰۱
مقدار ثابت	۰/۰۷	۰/۰۳۴	۲/۰۲	۰/۰۴۳
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره دوربین-واتسن	آماره F	سطح معنی‌داری
۰/۱۱۸	۰/۱۱۲	۱/۷۰۲	۳/۵۹۱	۰/۰۲
آماره آزمون بروش-پاگان-گادفری				
آماره آزمون وایت				
۰/۰۷۶				
۰/۰۸۴				
متغیر وابسته: تمرکز بازار حسابرسی (شاخص آنتروپی)				
متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
تغییر مؤسسه حسابرسی	-۰/۰۲۸	۰/۰۱۵	-۲/۰۵۹	۰/۰۳۸
تمرکز صنعت صاحب کار	۰/۲۶۹	۰/۱۶۳	۲/۶۵۳	۰/۰۰۳
اندازه صاحب کار	۰/۲۴۶	۰/۰۱۹	۲/۴۳۰	۰/۰۱۵
مقدار ثابت	۵/۱۴۶	۰/۲۵۳	۲۰/۲۸۶	۰/۰۰۱
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره دوربین-واتسن	آماره F	سطح معنی‌داری
۰/۱۹۴	۰/۱۷۸	۱/۶۲۸	۳/۷۹۵	۰/۰۰۷
آماره آزمون بروش-پاگان-گادفری				
آماره آزمون وایت				
۰/۰۷۸				
۰/۰۸۲				

نتایج آزمون چاو و آزمون هاسمن برای انتخاب روش آزمون مناسب برای فرضیه فرعی ۱-۱ در جدول شماره ۶ گزارش شده است. همان‌طور که نتایج مندرج در جدول مزبور نشان می‌دهد نتایج آزمون چاو و آزمون هاسمن نشان‌دهنده لزوم استفاده از روش اثرات ثابت است.

نتیجه آزمون فرضیه فرعی ۱-۱ پژوهش در جدول شماره ۷ گزارش شده است. همان‌طور که نتایج مندرج در جدول مزبور نشان می‌دهد تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی در سطح خطای قابل‌پذیرش ۵٪ دارای رابطه معکوس و معنی‌داری با شاخص‌های تمرکز بازار حسابرسی شامل نسبت تمرکز، شاخص هرفیندال-هیرشمن و شاخص آنتروپی است. به عبارتی، با افزایش (کاهش) تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی، شاخص‌های تمرکز بازار حسابرسی شامل نسبت تمرکز، شاخص هرفیندال-هیرشمن و شاخص آنتروپی کاهش (افزایش) می‌یابد. مقایسه ضرایب تعیین تعدیل‌شده در حالت‌های مختلف فرضیه فرعی ۱-۱ نشان می‌دهد که در حالت اول این فرضیه (استفاده از نسبت تمرکز برای سنجش تمرکز بازار حسابرسی)، تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی و متغیرهای کنترلی (تمرکز صنعت صاحب کار و اندازه صاحب کار) درصد بیش‌تری از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کند. هم‌چنین، ضریب رگرسیونی تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی در حالت دوم (استفاده از شاخص هرفیندال-هیرشمن برای سنجش تمرکز بازار حسابرسی) نشان می‌دهد که تمرکز بازار حسابرسی در این حالت کاهش بیش‌تری داشته است. اگر چه در محاسبه شاخص هرفیندال-هیرشمن از اطلاعات کلیه مؤسسه‌های حسابرسی استفاده می‌شود اما این شاخص بیش‌تر تحت تأثیر سهم بازار مؤسسه‌های بزرگ حسابرسی است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که با تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی، زمینه برای فعالیت مؤسسه‌های کوچک حسابرسی فراهم شده است. آماره دوربین-واتسن نشان‌دهنده نبود خودهمبستگی است. نتایج آزمون بروش-پاگان-گادفری و آزمون وایت نشان‌دهنده نبود ناهمسانی واریانس است.

جدول ۶: نتایج مربوط به انتخاب الگو برای فرضیه فرعی ۱-۱

نوع الگو	سطح معنی‌داری	آماره آزمون	آزمون	
اثرات ثابت	۰/۰۰۱	۱۵/۰۶۴	آزمون چاو	فرضیه فرعی ۱-۱ (استفاده از نسبت تمرکز برای سنجش تمرکز بازار حسابرسی)
	۰/۰۲۷	۱۰/۹۳۴	آزمون هاسمن	
اثرات ثابت	۰/۰۰۱	۱۶/۸۲۲	آزمون چاو	فرضیه فرعی ۱-۱ (استفاده از شاخص هرفیندال-هیرشمن برای سنجش تمرکز بازار حسابرسی)
	۰/۰۰۴	۱۹/۶۳۲	آزمون هاسمن	
اثرات ثابت	۰/۰۰۱	۱۵/۸۲۳	آزمون چاو	فرضیه فرعی ۱-۱ (استفاده از شاخص آنتروپی برای سنجش تمرکز بازار حسابرسی)
	۰/۰۲۷	۱۰/۲۱	آزمون هاسمن	

جدول ۷: نتایج حاصل از آزمون فرضیه فرعی ۱-۱

متغیر وابسته: تمرکز بازار حسابداری (نسبت تمرکز)				
متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
تغییر اجباری مؤسسه حسابداری	-۱/۱۸۴	۰/۳۶۸	-۳/۲۱۴	۰/۰۰۱
تمرکز صنعت صاحب‌کار	۰/۲۸۲	۰/۰۷۹	۳/۵۶۲	۰/۰۰۱
اندازه صاحب‌کار	۰/۶۹۹	۰/۱۷۱	۴/۰۶۶	۰/۰۰۱
مقدار ثابت	۰/۲۲۱	۰/۰۷۷	۲/۸۳۵	۰/۰۰۶
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره دوربین-واتسن	آماره F	سطح معنی‌داری
۰/۲۴۹	۰/۲۰۷	۱/۷۴۸	۳/۵۱۶	۰/۰۲۰
آماره آزمون بروش-پاگان-گادفری				
آماره آزمون وایت				
۰/۰۸۸				
۰/۰۹۴				
متغیر وابسته: تمرکز بازار حسابداری (شاخص هرفیندال-هیرشمن)				
متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
تغییر اجباری مؤسسه حسابداری	-۰/۰۸۶	۰/۰۲۸	-۳/۰۲۷	۰/۰۰۳
تمرکز صنعت صاحب‌کار	۰/۵۳۴	۰/۱۷۴	۳/۰۵۹	۰/۰۰۲
اندازه صاحب‌کار	۰/۲۵۲	۰/۱۰۴	۲/۴۰۳	۰/۰۱۹
مقدار ثابت	۰/۳۱۰	۰/۱۹۶	۱/۵۷۹	۰/۱۱۹
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره دوربین-واتسن	آماره F	سطح معنی‌داری
۰/۲۱۹	۰/۱۹۶	۱/۷۵۵	۵/۳۰۱	۰/۰۰۲
آماره آزمون بروش-پاگان-گادفری				
آماره آزمون وایت				
۰/۰۸۸				
۰/۰۹۴				
متغیر وابسته: تمرکز بازار حسابداری (شاخص آنتروپی)				
متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
تغییر اجباری مؤسسه حسابداری	-۰/۹۵۷	۰/۴۱۱	-۲/۳۲۹	۰/۰۲۴
تمرکز صنعت صاحب‌کار	۰/۵۹۸	۰/۲۳۳	۲/۵۶۷	۰/۰۲۱
اندازه صاحب‌کار	۰/۷۸۵	۰/۳۲۳	۲/۴۳۰	۰/۰۱۵
مقدار ثابت	۲/۹۵۵	۱/۵۳۱	۱/۹۲۹	۰/۰۵۸
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره دوربین-واتسن	آماره F	سطح معنی‌داری
۰/۱۹۴	۰/۱۷۸	۱/۶۲۸	۵/۰۸۵	۰/۰۰۷
آماره آزمون بروش-پاگان-گادفری				
آماره آزمون وایت				
۰/۰۸۸				
۰/۰۹۴				

همان‌طور که نتایج مندرج در جدول شماره ۸ نشان می‌دهد نتایج آزمون چاو و آزمون هاسمن نشان‌دهنده لزوم استفاده از روش اثرات ثابت است. نتیجه آزمون فرضیه فرعی ۱-۲ پژوهش در جدول شماره ۹ گزارش شده است. نتایج مندرج در جدول مزبور نشان می‌دهد

متغیر تغییر اختیاری مؤسسه حسابرسی در سطح خطای قابل‌پذیرش ۵٪، دارای رابطه معکوس و معنی‌داری با شاخص‌های تمرکز بازار حسابرسی شامل نسبت تمرکز، شاخص هرفیندال-هیرشمن و شاخص آنتروپی است. به عبارتی، با افزایش (کاهش) تغییر اختیاری مؤسسه حسابرسی، شاخص‌های تمرکز بازار حسابرسی شامل نسبت تمرکز، شاخص هرفیندال-هیرشمن و شاخص آنتروپی کاهش (افزایش) می‌یابد. مقایسه ضرایب تعیین تعدیل‌شده در حالت‌های مختلف فرضیه فرعی ۱-۲ نشان می‌دهد که در حالت دوم این فرضیه (استفاده از شاخص هرفیندال-هیرشمن برای سنجش تمرکز بازار حسابرسی)، تغییر اختیاری مؤسسه حسابرسی و متغیرهای کنترلی (تمرکز صنعت صاحب کار و اندازه صاحب کار) درصد بیش‌تری از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کند. همچنین ضریب متغیر مستقل در حالت استفاده از نسبت تمرکز برای سنجش تمرکز بازار حسابرسی نسبت به بقیه حالت‌ها بیش‌تر است. به این دلیل که نسبت تمرکز نشان‌دهنده مجموع سهم بازار مؤسسه‌های دارای بیش‌ترین تعداد صاحب کار است، بنابراین با تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی، سهم بازار مؤسسه‌های بزرگ حسابرسی و در نتیجه تمرکز بازار حسابرسی کاهش یافته است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که با تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی، زمینه برای فعالیت مؤسسه‌های کوچک حسابرسی فراهم شده است. آماره دوربین-واتسن نشان‌دهنده نبود خودهمبستگی است. نتایج آزمون بروش-پاگان-گادفری و آزمون وایت نشان‌دهنده نبود ناهمسانی واریانس است.

جدول ۸: نتایج مربوط به انتخاب الگو برای فرضیه فرعی ۱-۲

نوع الگو	سطح معنی‌داری	آماره آزمون	آزمون	
اثرات ثابت	۰/۰۰۱	۱۸/۰۰۴	آزمون چاو	فرضیه فرعی ۱-۲ (استفاده از نسبت تمرکز برای سنجش تمرکز بازار حسابرسی)
	۰/۰۰۱	۲۱/۲	آزمون هاسمن	
اثرات ثابت	۰/۰۰۱	۱۶/۳۳۳	آزمون چاو	فرضیه فرعی ۱-۲ (استفاده از شاخص هرفیندال-هیرشمن برای سنجش تمرکز بازار حسابرسی)
	۰/۰۰۱	۲۱/۶۲۵	آزمون هاسمن	
اثرات ثابت	۰/۰۰۱	۱۷/۱	آزمون چاو	فرضیه فرعی ۱-۲ (استفاده از شاخص آنتروپی برای سنجش تمرکز بازار حسابرسی)
	۰/۰۰۱	۲۳/۲۰۳	آزمون هاسمن	

جدول ۹: نتایج حاصل از آزمون فرضیه فرعی ۱-۲

متغیر وابسته: تمرکز بازار حسابرسی (نسبت تمرکز)				
متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
تغییر اختیاری مؤسسه حسابرسی	-۱/۰۱۹	۰/۲۹۴	-۳/۴۶	۰/۰۰۱
تمرکز صنعت صاحب‌کار	۰/۵۱۲	۰/۱۸۷	۲/۷۳	۰/۰۰۶
اندازه صاحب‌کار	۰/۰۴۱	۰/۰۱	۳/۹۳۴	۰/۰۰۱
مقدار ثابت	۰/۲۴۶	۰/۰۸۱	۳/۰۱۳	۰/۰۰۳
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره دوربین-واتسن	آماره F	سطح معنی‌داری
۰/۱۷۶	۰/۱۴۳	۱/۶۲۸	۵/۶۶۰	۰/۰۰۱
آماره آزمون بروش-پاگان-گادفری				
آماره آزمون وایت				
۰/۰۸۷				
۰/۰۹۱				
متغیر وابسته: تمرکز بازار حسابرسی (شاخص هرفیندال-هیرشمن)				
متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
تغییر اختیاری مؤسسه حسابرسی	-۱/۱۴۱	۰/۳۸۸	-۲/۹۳۶	۰/۰۰۳
تمرکز صنعت صاحب‌کار	۱/۱۲۳	۰/۳۱۸	۳/۵۳۴	۰/۰۰۱
اندازه صاحب‌کار	۰/۲۵۸	۰/۱۱۱	۲/۳۱۷	۰/۰۲۳
مقدار ثابت	۰/۲۱۶	۰/۲۰۹	۱/۰۳۴	۰/۳۰۵
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره دوربین-واتسن	آماره F	سطح معنی‌داری
۰/۲۱۱	۰/۱۹۱	۱/۷۸۷	۵/۵۱۲	۰/۰۰۱
آماره آزمون بروش-پاگان-گادفری				
آماره آزمون وایت				
۰/۰۸۷				
۰/۰۹۱				
متغیر وابسته: تمرکز بازار حسابرسی (شاخص آنتروپی)				
متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
تغییر اختیاری مؤسسه حسابرسی	-۱/۰۸۸	۰/۴۱۱	-۲/۶۴۹	۰/۰۱۶
تمرکز صنعت صاحب‌کار	۰/۷۴۱	۰/۱۷۴	۴/۲۴۵	۰/۰۰۱
اندازه صاحب‌کار	۰/۷۱	۰/۳۲۶	۲/۱۷۷	۰/۰۲۹
مقدار ثابت	۳/۳۲۶	۱/۵۶۷	۲/۱۲۲	۰/۰۳۷
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره دوربین-واتسن	آماره F	سطح معنی‌داری
۰/۱۹۶	۰/۱۷۵	۱/۸۱۳	۵/۳۲۷	۰/۰۰۱
آماره آزمون بروش-پاگان-گادفری				
آماره آزمون وایت				
۰/۰۸۷				
۰/۰۹۱				

نتیجه آزمون فرضیه اصلی ۲ پژوهش در جدول شماره ۱۰ گزارش شده است. همان‌طور که نتایج مندرج در جدول مزبور نشان می‌دهد با ورود متغیر تعدیلی اهمیت صاحب‌کار، ضریب رگرسیون رابطه بین تغییر مؤسسه حسابرسی و شاخص‌های تمرکز بازار حسابرسی شامل نسبت

تمرکز، شاخص هرفیندال-هیرشمن و شاخص آنتروپی مثبت شده است و این موضوع بیانگر تأثیر قابل قبول متغیر اهمیت صاحب کار به عنوان متغیر تعدیلی است. هم‌چنین، با توجه به جدول شماره ۱۰ مشاهده می‌شود که در سطح آزمون فرضیه اصلی ۲، نتیجه آزمون والد مربوط ضرایب  $\alpha_1$  و  $\alpha_3$  معنی‌دار است و متغیر تعدیلی اهمیت صاحب کار تأثیر قابل قبولی را بر شیب و رابطه بین تغییر مؤسسه حسابرسی و شاخص‌های تمرکز بازار حسابرسی شامل نسبت تمرکز، شاخص هرفیندال-هیرشمن و شاخص آنتروپی دارد. آماره دوربین-واتسن نشان‌دهنده نبود خودهمبستگی است.

جدول ۱۰: نتایج حاصل از آزمون فرضیه اصلی ۲

متغیر وابسته: تمرکز بازار حسابرسی (نسبت تمرکز)				
متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
تغییر مؤسسه حسابرسی	۰/۰۱۱	۰/۰۰۹	۲/۰۵	۰/۰۴۱
اهمیت صاحب کار	۰/۱۰۵	۰/۰۴۷	۲/۲۰۶	۰/۰۲
تغییر مؤسسه حسابرسی × اهمیت صاحب کار	۰/۵۶۹	۰/۲۳۳	۲/۴۴۸	۰/۰۰۱
تمرکز صنعت صاحب کار	۰/۳۶۹	۰/۱۶۳	۱/۶۵۲	۰/۰۰۱
اندازه صاحب کار	۰/۰۲۴	۰/۰۱۸	۱/۲۳	۰/۰۴
مقدار ثابت	۵/۱۲	۰/۲۶۳	۱۹/۴۷	۰/۰۰۰
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره دوربین-واتسن	آماره F	سطح معنی‌داری
۰/۱۱	۰/۱۰۱	۱/۷۸	۳/۱۳۷	۰/۰۲
آماره آزمون والد				
متغیر وابسته: تمرکز بازار حسابرسی (شاخص هرفیندال-هیرشمن)				
متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
تغییر مؤسسه حسابرسی	۰/۱۰۴	۰/۴۶۵	۲/۲۲	۰/۰۲۶
اهمیت صاحب کار	۰/۱۳۹	۰/۶۵۲	۲/۲۱۵	۰/۰۰۷
تغییر مؤسسه حسابرسی × اهمیت صاحب کار	۰/۱۵۹	۰/۶۶	۲/۲۴۲	۰/۰۱۳
تمرکز صنعت صاحب کار	۰/۰۵۵	۰/۰۲۲	۲/۴۸۸	۰/۰۰۱
اندازه صاحب کار	۰/۲۲۸	۰/۱۰۵	۰/۹۹۳	۰/۰۳۴
مقدار ثابت	۰/۰۸	۰/۰۳۵	۲/۲۲۳	۰/۰۳
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره دوربین-واتسن	آماره F	سطح معنی‌داری
۰/۱۲	۰/۱۱	۱/۸۵۹	۳/۸۶	۰/۰۳
آماره آزمون والد				
متغیر وابسته: تمرکز بازار حسابرسی (شاخص آنتروپی)				
متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
تغییر مؤسسه حسابرسی	۰/۰۶۹	۰/۰۲۷	۲/۵۶۱	۰/۰۱
اهمیت صاحب کار	۰/۱	۰/۰۴۷	۲/۲۱۶	۰/۰۲

۰/۰۳	۲/۱۴۸	۰/۲۲۳	۰/۴۸۸	تغییر مؤسسه حسابرسی × اهمیت صاحب کار
۰/۰۰۱	۳/۹۱۴	۰/۶۵۵	۰/۰۱۵	تمرکز صنعت صاحب کار
۰/۰۰۲	۳/۶۵۱	۰/۰۰۸	۰/۰۰۳	اندازه صاحب کار
۰/۰۳۵	۲/۱۵۸	۱/۷۶۶	۳/۸۱۲	مقدار ثابت
سطح معنی داری	آماره F	آماره دوربین-واتسن	ضریب تعیین تعدیل شده	ضریب تعیین
۰/۰۰۱	۴/۲۸۱	۱/۷۹۸	۰/۱۲۹	۰/۱۳۹
۰/۰۳	۴/۸۳۷			آماره آزمون والد

نتیجه آزمون فرضیه فرعی ۱-۲ پژوهش در جدول شماره ۱۱ گزارش شده است. همان طوری که نتایج مندرج در جدول مزبور نشان می‌دهد با ورود متغیر تعدیلی اهمیت صاحب کار، ضریب رگرسیون رابطه بین تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی و شاخص‌های تمرکز بازار حسابرسی شامل نسبت تمرکز، شاخص هرفیندال-هیرشمن و شاخص آنتروپی مثبت شده است و این موضوع بیانگر تأثیر قابل قبول متغیر اهمیت صاحب کار به عنوان متغیر تعدیلی است. هم‌چنین، با توجه به جدول شماره ۱۱ مشاهده می‌شود که در سطح آزمون فرضیه فرعی ۱-۲، نتیجه آزمون والد مربوط ضرایب  $\alpha_1$  و  $\alpha_3$  معنی دار است و متغیر تعدیلی اهمیت صاحب کار تأثیر قابل قبولی را بر شیب و رابطه بین تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی و شاخص‌های تمرکز بازار حسابرسی شامل نسبت تمرکز، شاخص هرفیندال-هیرشمن و شاخص آنتروپی دارد. آماره دوربین-واتسن نشان‌دهنده نبود خودهمبستگی است.

جدول ۱۱: نتایج حاصل از آزمون فرضیه فرعی ۱-۲

متغیر وابسته: تمرکز بازار حسابرسی (نسبت تمرکز)				
متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی داری
تغییر اجباری حسابرسی	۰/۳۲۳	۰/۱۵۳	۲/۱۰۴	۰/۰۳۱
اهمیت صاحب کار	۰/۶۷۳	۰/۲۳۹	۲/۸۱۳	۰/۰۰۵
تغییر اجباری حسابرسی × اهمیت صاحب کار	۱/۵۷۲	۰/۳۸۹	۴/۰۳۴	۰/۰۰۱
تمرکز صنعت صاحب کار	۰/۸۲۷	۰/۱۷۵	۴/۷۲	۰/۰۰۱
اندازه صاحب کار	۰/۶۴	۰/۳۲۴	۱/۹۷۱	۰/۰۴۸
مقدار ثابت	۰/۳۰۹	۰/۰۸۷	۳/۵۴۷	۰/۰۰۱
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره دوربین-واتسن	آماره F	سطح معنی داری
۰/۲۱۹	۰/۱۹۲	۱/۷۹۷	۵/۲۷	۰/۰۰۱
			۸/۰۰۵	۰/۰۰۱
متغیر وابسته: تمرکز بازار حسابرسی (شاخص هرفیندال-هیرشمن)				
متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی داری
تغییر اجباری حسابرسی	۰/۲۲۱	۰/۰۸۸	۲/۵۱۶	۰/۰۱۴



۰/۰۰۷	۲/۹۶	۰/۷۴۴	۰/۷۱۵	اهمیت صاحب کار
۰/۰۱۲	۲/۶۰۹	۰/۶۴۸	۱/۶۹	تغییر اجباری حسابرس × اهمیت صاحب کار
۰/۰۰۱	۴/۵۶۶	۰/۲۲۹	۱/۰۴۶	تمرکز صنعت صاحب کار
۰/۰۳۴	۲/۱۶	۰/۱۰۵	۰/۲۲۸	اندازه صاحب کار
۰/۳۸۹	۰/۸۶۷	۰/۲۲۴	۰/۱۹۴	مقدار ثابت
سطح معنی داری	آماره F	آماره دوربین-واتسن	ضریب تعیین تعدیل شده	ضریب تعیین
۰/۰۰۵	۳/۷۶	۱/۷۵۹	۰/۲۲۹	۰/۲۴۴
۰/۰۰۱	۷/۲۴۴	آماره آزمون والد		
<b>متغیر وابسته: تمرکز بازار حسابرسی (شاخص آنتروپی)</b>				
سطح معنی داری	آماره t	خطای استاندارد	ضرایب	متغیر
۰/۰۰۱	۳/۲۰۸	۰/۲۴۹	۰/۷۹۹	تغییر اجباری حسابرس
۰/۰۰۴	۲/۸۷۵	۰/۲۴۷	۰/۷۱۲	اهمیت صاحب کار
۰/۰۲۱	۲/۲۴۹	۰/۴۸۴	۱/۰۸۸	تغییر اجباری حسابرس × اهمیت صاحب کار
۰/۰۰۱	۳/۹۱۴	۰/۶۵۵	۲/۵۶۵	تمرکز صنعت صاحب کار
۰/۰۰۱	۳/۳۵۹	۰/۲۶۳	۰/۸۸۶	اندازه صاحب کار
۰/۰۳۵	۲/۱۵۸	۱/۷۶۶	۳/۸۱۲	مقدار ثابت
سطح معنی داری	آماره F	آماره دوربین-واتسن	ضریب تعیین تعدیل شده	ضریب تعیین
۰/۰۰۱	۵/۵۸۱	۱/۷۵۳	۰/۱۸۴	۰/۲۱۱
۰/۰۰۱	۷/۶۰۱	آماره آزمون والد		

نتایج آزمون فرضیه فرعی ۲-۲ پژوهش در جدول شماره ۱۲ گزارش شده است. همان‌طور که نتایج مندرج در جدول مزبور نشان می‌دهد با ورود متغیر تعدیلی اهمیت صاحب کار، ضریب رگرسیون رابطه بین تغییر اختیاری مؤسسه حسابرسی و شاخص‌های تمرکز بازار حسابرسی شامل نسبت تمرکز، شاخص هر فیندال-هیرشمن و شاخص آنتروپی مثبت شده است و این موضوع بیانگر تأثیر قابل قبول متغیر اهمیت صاحب کار به عنوان متغیر تعدیلی است. هم‌چنین، با توجه به جدول شماره ۱۲ مشاهده می‌شود که در سطح آزمون فرضیه فرعی ۲-۲، نتیجه آزمون والد مربوط ضرایب  $\alpha_1$  و  $\alpha_3$  معنی دار است و متغیر تعدیلی اهمیت صاحب کار تأثیر قابل قبولی را بر شیب و رابطه بین تغییر اختیاری مؤسسه حسابرسی و شاخص‌های تمرکز بازار حسابرسی شامل نسبت تمرکز، شاخص هر فیندال-هیرشمن و شاخص آنتروپی دارد. آماره دوربین-واتسن نشان‌دهنده نبود خودهمبستگی است.



جدول ۱۲: نتایج حاصل از آزمون فرضیه فرعی ۲-۲

متغیر وابسته: تمرکز بازار حسابرسی (نسبت تمرکز)				
متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
تغییر اختیاری حسابرسی	۱/۳۹۲	۰/۱۳۶	۱۰/۲۱	۰/۰۰۱
اهمیت صاحب‌کار	۱/۰۷۲	۰/۲۳۱	۴/۶۲۴	۰/۰۰۱
تغییر اختیاری حسابرسی × اهمیت صاحب‌کار	۱/۴۴۳	۰/۴۳۷	۳/۳۰۴	۰/۰۰۱
تمرکز صنعت صاحب‌کار	۰/۳۰۸	۰/۰۹۳	۳/۲۹	۰/۰۰۲
اندازه صاحب‌کار	۰/۰۵۳	۰/۰۱۳	۳/۸۵	۰/۰۰۱
مقدار ثابت	۰/۰۶۲	۰/۰۴۴	۱/۴۲۷	۰/۱۵۸
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره دوربین-واتسن	آماره F	سطح معنی‌داری
۰/۲۰۶	۰/۱۸۱	۱/۶۵۹	۵/۳۷۵	۰/۰۰۱
آماره آزمون والد				
متغیر وابسته: تمرکز بازار حسابرسی (شاخص هرفیندال-هیرشمن)				
متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
تغییر اختیاری حسابرسی	۰/۴۷۸	۰/۲۰۸	۲/۳	۰/۰۲۴
اهمیت صاحب‌کار	۰/۸۱۶	۰/۲۹۸	۲/۷۳۱	۰/۰۰۶
تغییر اختیاری حسابرسی × اهمیت صاحب‌کار	۱/۱۵۸	۰/۴۶۴	۲/۴۹۶	۰/۰۱۴
تمرکز صنعت صاحب‌کار	۰/۰۳۶	۰/۰۱۵	۲/۴۴۲	۰/۰۱۵
اندازه صاحب‌کار	۰/۲۴۸	۰/۱۱۴	۲/۱۶۸	۰/۰۳۴
مقدار ثابت	۰/۱۵۸	۰/۲۴۳	۰/۶۵	۰/۵۱۷
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره دوربین-واتسن	آماره F	سطح معنی‌داری
۰/۲۱۶	۰/۱۷۹	۱/۸۰۸	۵/۵۲۲	۰/۰۰۱
آماره آزمون والد				
متغیر وابسته: تمرکز بازار حسابرسی (شاخص آنتروپی)				
متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
تغییر اختیاری حسابرسی	۰/۴۷۷	۰/۲۲۹	۲/۰۸۴	۰/۰۴۳
اهمیت صاحب‌کار	۰/۶۹۶	۰/۲۰۶	۳/۳۷۲	۰/۰۰۱
تغییر اختیاری حسابرسی × اهمیت صاحب‌کار	۰/۸۹۱	۰/۳۹۹	۲/۲۳۲	۰/۰۲۶
تمرکز صنعت صاحب‌کار	۰/۰۲۶	۰/۰۱۳	۲/۰۳۴	۰/۰۴۲
اندازه صاحب‌کار	۳/۸۳	۱/۸۲۴	۲/۰۹۹	۰/۰۴
مقدار ثابت	۰/۱۷۳	۰/۲۶۹	۰/۶۴۳	۰/۵۲۲
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره دوربین-واتسن	آماره F	سطح معنی‌داری
۰/۱۹۸	۰/۱۷۱	۱/۸۰۵	۵/۸۵۸	۰/۰۰۱
آماره آزمون والد				

## ۶- نتیجه‌گیری

سیاست‌گذاران در برخی کشورهای پیشرفته، تغییر مؤسسه حسابرسی را به منظور کاهش تمرکز بازار حسابرسی پیشنهاد کردند. تمرکز بازار از مهم‌ترین متغیرهای ساختاری است. برای تجزیه و تحلیل ساختار بازار، سهم بنگاه‌های مختلف از بازار بررسی می‌شود. به دلیل اهمیت تمرکز بازار حسابرسی و تأثیر احتمالی آن بر مواردی مانند حق‌الزحمه و کیفیت حسابرسی، شناسایی عوامل مؤثر بر تمرکز بازار حسابرسی اهمیت زیادی دارد. بنابراین، در این پژوهش تأثیر اهمیت صاحب‌کار بر رابطه بین تغییر مؤسسه حسابرسی شامل تغییر اجباری و اختیاری مؤسسه حسابرسی و تمرکز بازار حسابرسی بررسی شد. از معیارهای تمرکز بازار حسابرسی هم‌چون نسبت تمرکز، شاخص هرفیندال-هیرشمن و شاخص آنتروپی به عنوان شاخصی برای تمرکز بازار حسابرسی استفاده شد.

نتیجه آزمون فرضیه اصلی ۱ و فرضیه‌های فرعی آن نشان داد که بین تغییر مؤسسه حسابرسی شامل تغییر اجباری و اختیاری مؤسسه حسابرسی با شاخص‌های تمرکز بازار حسابرسی هم‌چون نسبت تمرکز، شاخص هرفیندال-هیرشمن و شاخص آنتروپی رابطه معکوس و معنی‌داری وجود دارد. در نتیجه، با اعمال قانون تغییر اجباری مؤسسه حسابرسی به وسیله سازمان بورس اوراق بهادار و تغییر اختیاری مؤسسه‌های حسابرسی، تمرکز بازار حسابرسی کاهش یافته است. دلیل این امر ممکن است تمایل صاحب‌کاران به انتخاب مؤسسه‌های کوچک‌تر حسابرسی بعد از تغییر حسابرسان خود باشد. هم‌چنین، به دلیل رابطه معکوس بین شاخص‌های تمرکز بازار و رقابت در بازار می‌توان نتیجه گرفت که تغییر مؤسسه حسابرسی سبب افزایش رقابت در بازار حسابرسی می‌شود. نتیجه این پژوهش با نتیجه پژوهش‌های آرون‌دا و پاز-آرس (۱۹۹۷) و گراکوس و سیورسون (۲۰۱۵) مطابقت دارد ولی با نتیجه پژوهش نارایاناسومی و راژوناندان (۲۰۱۹) به دلیل تفاوت در ساختار بازار حسابرسی ایران و هند و فعالیت چهار مؤسسه بزرگ حسابرسی در هند سازگاری ندارد.

نتیجه آزمون فرضیه اصلی ۲ و فرضیه‌های فرعی آن نشان داد که اهمیت صاحب‌کار بر رابطه بین تغییر مؤسسه حسابرسی شامل تغییر اجباری و اختیاری مؤسسه حسابرسی و تمرکز بازار حسابرسی اثر تعدیل‌کنندگی دارد و سبب مثبت‌شدن رابطه می‌شود. بعد از تغییر مؤسسه حسابرسی، مؤسسه‌های حسابرسی تمایل به جذب صاحب‌کاران با اهمیت دارند و چون مؤسسه‌های بزرگ حسابرسی توانایی بیشتری در جذب این صاحب‌کاران دارند پس سهم بازار این مؤسسه‌ها بیشتر شده و تمرکز بازار حسابرسی افزایش و رقابت در این بازار کاهش می‌یابد. امکان مقایسه نتیجه آزمون فرضیه اصلی ۲ و فرضیه‌های فرعی آن با پژوهش‌های پیشین به دلیل نبود پژوهش مشابه داخلی یا خارجی وجود نداشت. هم‌چنین، نتایج پژوهش نشان داد که متغیرهای کنترلی تمرکز و اندازه صاحب‌کار با شاخص‌های تمرکز بازار حسابرسی هم‌چون نسبت تمرکز، شاخص هرفیندال-هیرشمن و شاخص آنتروپی رابطه مستقیم و معنی‌داری دارد. نتیجه پژوهش درباره متغیرهای کنترلی با پژوهش‌های اسپچانن و میجور (۱۹۹۷) و هوگان و جتر

(۱۹۹۹) سازگاری دارد. مقایسه نتایج این پژوهش با پژوهش‌های خارجی باید با احتیاط انجام شود. زیرا، در بیش‌تر پژوهش‌های خارجی که از نسبت تمرکز برای محاسبه تمرکز بازار حسابرسی استفاده شده است، چهار مؤسسه بزرگ حسابرسی مدنظر بوده است. به دلیل فعالیت نداشتن این چهار مؤسسه بزرگ حسابرسی در ایران، امکان محاسبه شاخص تمرکز با همان مؤسسه‌های حسابرسی موردنظر در پژوهش‌های خارجی وجود ندارد.

بر اساس نتایج حاصل از آزمون فرضیه اصلی ۱ و فرضیه‌های فرعی آن به قانون‌گذاران پیشنهاد می‌شود که نظارت مؤثرتری بر تغییر مؤسسه‌های حسابرسی داشته باشند تا مؤسسه‌های حسابرسی بتوانند سهم مناسبی از بازار حسابرسی را نصیب خود کنند. به مؤسسه‌های کوچک حسابرسی هم پیشنهاد می‌شود که با توجه به فرصت‌های موجود در نتیجه تغییر مؤسسه حسابرسی، توانایی‌های خود را برای جذب صاحب‌کاران افزایش دهند. بر اساس نتایج حاصل از آزمون فرضیه اصلی ۲ و فرضیه‌های فرعی آن به قانون‌گذاران پیشنهاد می‌شود که بر توزیع صاحب‌کاران بین مؤسسه‌های حسابرسی نظارت شود و همچنین، ترتیبی اتخاذ شود تا مؤسسه‌های کوچک حسابرسی هم بتوانند صاحب‌کارانی برای خود جذب کنند.

به دلیل اهمیت ساختار بازار حسابرسی، پیامدها و عوامل مؤثر بر آن، انجام پژوهش‌های بیش‌تری در خصوص ساختار بازار حسابرسی قبل و بعد از رویدادهای خاص در این بازار مانند تشکیل جامعه حسابداران رسمی ایران، تأثیر سایر معیارهای کیفیت حسابرسی بر ساختار بازار حسابرسی، تأثیر ویژگی‌های صاحب‌کار بر ساختار بازار حسابرسی و تأثیر ویژگی‌های مؤسسه حسابرسی بر ساختار بازار حسابرسی پیشنهاد می‌شود.

## فهرست منابع

### الف- منابع فارسی:

۱. افلاطونی، ع. (۱۳۹۶). تجزیه و تحلیل آماری با Eviews در تحقیقات حسابداری و مدیریت مالی. تهران: ترمه.
۲. بیات، ج. (۱۳۹۲). ارتباط بین تخصص و تمرکز حسابرسان با ویژگی‌های صنعت شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی.
۳. پورعبادالهیان کویچ، م.، محمدزاده، پ.، فلاحی، ف.، و حکمتی‌فرید، ص. (۱۳۹۲). بررسی شاخص‌های مختلف تمرکز در صنعت سیمان کشور. پژوهش‌های اقتصادی کاربردی، ۱ (۲)، ۷۱-۸۸.
۴. جوادی، ن.، یعقوب‌نژاد، ا.، رهنمای رودپشتی، ف.، و بنی‌مهد، ب. (۱۳۹۸). بررسی رابطه بین سطح رقابت مؤسسات حسابرسی و حق‌الزحمه غیرنرمال حسابرسی. دانش حسابرسی، ۱۹ (۷۶)، ۱۶۹-۱۹۴.
۵. حساس‌یگانه، برزیده، ف.، تقوی‌فرد، م. ت.، و فرهنگ‌سیدآبادی، م. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر گردش اجباری مؤسسه‌های حسابرسی بر حق‌الزحمه حسابرسی و رقابت در بازار حسابرسی. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۳۳ (۳)، ۳۵۲-۳۳۳.
۶. خداداد کاشی، ف.، و کریم‌نیا، ا. (۱۳۹۷). ارزیابی میزان رقابت و انحصار در بازی‌های المپیک بر مبنای شاخص تمرکز: ۲۰۱۶-۱۹۹۶. پژوهش‌های کاربردی در مدیریت ورزشی، ۶ (۴)، ۹۳-۱۰۳.
۷. رجبی، ع. (۱۳۷۶). بازار خدمات حسابرسی در ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس.
۸. رضازاده، ج. و زارعی‌مروج، ک. (۱۳۸۶). عوامل مؤثر بر تغییر حسابرسان در شرکت‌های ایرانی. مطالعات تجربی حسابداری مالی، ۵ (۲۰)، ۸۹-۱۰۵.
۹. سازمان بورس اوراق بهادار. (۱۳۸۶). دستورالعمل مؤسسه‌های حسابرسی معتمد سازمان بورس اوراق بهادار.

تهران.

۱۰. سجادی، س. ح.، و جعفری پور، م. (۱۳۸۹). تغییر اجباری حسابرسان و اثرات آن. حسابدار رسمی، ۱۰ (۲۲)، ۶۹-۶۴.
۱۱. سرلک، ن.، و میرزائی، ف. (۱۳۹۵). رابطه رقابت در بازار و سیاست‌های تقسیم سود. مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۴ (۱۵)، ۴۵-۶۰.
۱۲. شهیکی تاش، م.، و کاظم‌زاده، ع. (۱۳۹۲). ساختار بازار خودروی سواری در ایران. سیاست‌های مالی و اقتصادی، ۱ (۳)، ۱۶۴-۱۳۹.
۱۳. شهیکی تاش، م.، و نوروزی، ع. (۱۳۹۳). بررسی ساختار بازار صنایع کارخانه‌های ایران بر اساس مدل‌های ساختاری و غیرساختاری. مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۳ (۱۱)، ۴۹-۷۹.
۱۴. کردستانی، غ.، رضازاده، ج.، کاظمی‌علوم، م.، و عبدی، م. (۱۳۹۷). بررسی تأثیر تمرکز بازار حسابداری بر حق‌الزحمه و کیفیت حسابداری. پژوهش‌های حسابداری مالی، ۲ (۳۶)، ۶۵-۸۳.
۱۵. مهدوی، غ.، و ابراهیمی، ش. (۱۳۸۹). تغییر حسابرسان: چراغ قرمز یا سبز. حسابرسان، ۴۹، ۱۱۵-۱۲۳.
۱۶. مهدوی، غ.، و محمدی، س. (۱۳۹۰). بررسی تأثیر تغییر حسابرسان مستقل بر قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. حسابداری مالی، ۳ (۱۲)، ۴۹-۲۳.

#### ب- منابع انگلیسی:

1. Abidin, S., Beattie, V., & Goodacre, A. (2010). Audit market structure, fees and choice in a period of structural change: Evidence from UK-1998-2003. *The British Accounting Review*, 42 (3), 187-206.
2. Abidin, S., & Mohammad-Nor, M. N. (2016). Competition in Malaysian audit industry: What the market is telling us? *Mediterranean Journal of Social Science*, 7 (1), 306-311.
3. Al-Ajmi, J. (2009). Audit firm, corporate governance and audit quality: Evidence from Bahrain. *Advances in Accounting*, 25 (1), 64-74.
4. Arrunada, B., & Paz-Ares, C. (1997). Mandatory rotation of company auditors: A critical examination. *International Review of Law & Economics*, 17 (1), 31-61.
5. Asthana, S., Balsam, S., & Kim, S. (2009). The effect of Enron, Andersen and Sarbanes-Oxley on the U.S. market for audit services. *Accounting Research Journal*, 22 (1), 4-26.
6. Bandyopadhyay, S. P., Chen, C., & Yu, Y. (2014). Mandatory audit partner rotation, audit market concentration and audit quality: Evidence from China. *Advances in Accounting*, 3 (1), 18-31.
7. Beattie, V., & Fearnley, S. (1995). The importance of audit firm characteristics and the drivers of auditor change in UK listed companies. *Accounting and Business Research*, 25 (100), 227-239.
8. Beattie, V., Goodacre, A., & Fearnley, S. (2003). And then there were four: A study of UK audit market concentration-causes, consequences and the scope for market adjustments. *Journal of Financial Regulation and Compliance*, 11 (3), 250-265.
9. Bleibtreu, C., & Stefani, S. (2018). The effects of mandatory audit firm rotation on client importance and audit industry concentration. *The Accounting Review*, 93 (1), 1-27.
10. Blouin, J., Grein, B. M., & Rountree, B. R. (2007). An analysis of forced auditor change: The case of former Arthur Andersen clients. *The Accounting Review*, 82 (3), 621-650.
11. Booker, K. (2018). Can clients of economically dependent auditors benefit from voluntary audit firm rotation? An experiment with lenders. *Research in Accounting Regulation*, 30 (1), 63-67.
12. Boone, J. P., Khurana, I. K., & Raman, K. K. (2012). Audit market concentration and auditor tolerance for earnings management. *Contemporary Accounting Research*, 24 (4), 1171-1203.
13. Caban-Garcia, M. T., & Cammack, S. E. (2011). Industry and city-level audit market con-

- centration. *International Journal of Auditing*, 15 (1), 21-42.
14. Cameran, M., Francis, J. R., Marra, A., & Pettinicchio, A. (2015). Are there adverse consequences of mandatory auditor rotation? Evidence from the Italian experience. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 34 (1), 1-24.
  15. Cameran, M., Prencipe, A., & Trombetta, M. (2016). Mandatory audit firm rotation and audit quality. *European Accounting Review*, 25 (1), 1-24.
  16. Carcello, J. V., & Nagy, A. L. (2004). Audit firm tenure and fraudulent financial reporting. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 23 (2), 55-69.
  17. Carey, P., & Simnett, R. (2006). Audit partner tenure and audit quality. *The Accounting Review*, 81 (3), 653-676.
  18. Carrera, N., Gomes-Aguilar, N., Humphery, C., & Ruiz-Barbadillo, E. (2007). Mandatory audit firm rotation in Spain: a policy that was never applied. *Accounting, Auditing & Accountability Journal*, 20 (5), 671-701.
  19. Carson, E., Simnett, R., Soo, B. S., & Wright, A. (2012). Changes in audit market competition and the big N premium. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 31 (3), 47-73.
  20. Casterella, J. R., & Johnston, D. (2013). Can the academic literature contribute to the debate over mandatory audit firm rotation? *Research in Accounting Regulation*, 25 (1), 108-116.
  21. Chang, W. J., Chen, Y. S., & Chan, M. P. (2009). The impact of audit fee deregulation on audit market competition. *Asia Pacific Journal of Accounting and Economics*, 16, 69-94.
  22. Chen, C., Lin, C., & Lin, Y. (2008). Audit partner tenure, audit firm tenure, and discretionary accruals: Does long auditor tenure impair earnings quality? *Contemporary Accounting Research*. 25 (2), 415-450.
  23. Chi, W. (2005). The effect of mandatory audit-firm rotation: A monitoring perspective. *Research in Accounting Regulation*, 18, 283-285.
  24. Chi, W. (2006). The effect of the Enron-Andersen affair on audit pricing. *The ICAI Journal of Audit Practice*, 3 (2), 35-59.
  25. Chi, W., & Huang, H. (2005). Discretionary accruals, audit-firm tenure and audit-partner tenure: Empirical evidence from Taiwan. *Journal of Contemporary Accounting and Economics*, 1 (1), 65-69.
  26. Cohen, D. A., Dey, A., & Lys, T. Z. (2008). Real and accrual-based earnings management in the pre- and post-Sarbanes-Oxley periods. *The Accounting Review*, 83 (3), 757-787.
  27. Comunale, C. L., & Sexton, T. R. (2005). Mandatory auditor rotation and retention: Impact on market share. *Managerial Auditing Journal*, 20 (3), 235-248.
  28. Copley P., & Doucet, M. (1993). Auditor tenure, fixed fee contracts and the supply of sub-standard single audits. *Public Budgeting & Finance*, 13 (3), 23-36.
  29. Corbella, S., Florio, C., Gotti, G., & Mastroliac, S. A. (2015). Audit firm rotation, audit fees and audit quality: The experience of Italian public companies. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 25, 46-66.
  30. Daniels, W. D., & Booker, Q. (2011). The effects of audit firm rotation on perceived auditor independence and audit quality. *Research in Accounting Regulation*, 23 (1), 78-82.
  31. Danos, P., & Eichenseher, W. (1986). Long term trends toward seller concentration in the U. S. audit market. *The Accounting Review*, 61 (4), 633-650.
  32. DeFond, M. L., & Francis, J. R. (2005). Audit research after Sarbanes-Oxley. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 24 (Supplement), 5-30.
  33. Dopuch, N., King, R. R., & Schwartz, R. (2001). An experimental investigation of retention and rotation requirements. *Journal of Accounting Research*, 39 (1), 93-118.
  34. Dunn, K., Kohlbeck, M., & Mayhew, W. (2011). The impact of the Big 4 consolidation on audit market share equality. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 30 (1), 49-73.
  35. Elder, R. J., Lowensohn, S., & Reck, J. L. (2015). Audit firm rotation, auditor specialization, and audit quality in the municipal audit context. *Journal of Governmental & Nonprofit Accounting*, 4 (1), 73-100.

36. European Commission (2010). Audit policy: Lessons from the crisis. Green Paper, Availableat:[http://www.ec.europa.eu/internal\\_market/consultations/docs/2010/audit/green\\_paper\\_audit\\_en.pdf](http://www.ec.europa.eu/internal_market/consultations/docs/2010/audit/green_paper_audit_en.pdf).
37. Eshleman, J. D., & Lawson, B. P. (2017). Audit market structure and audit pricing. *Accounting Horizons*, 31 (1), 57-81.
38. Ewelt-Knauer, C., Gold, A., & Pott, C. (2013). Mandatory audit firm rotation: A review of stakeholder perspectives and prior research. *Accounting in Europe*, 10 (1), 27-41
39. Firth, M. A., Rui, O. M. B., & Wu, X. C. (2012). How do various forms of auditor rotation affect audit quality? Evidence from China. *The International Journal of Accounting*, 47 (1), 109-138.
40. Francis, J. R., Michas. P. N., & Seavey, S. E. (2013). Does audit market concentration harm the quality of audited earnings? Evidence from audit markets in 42 countries. *Contemporary Accounting Research*, 30 (1), 325-355.
41. Government Accountability Office (2003). Public accounting firms: Mandated study on consolidation and competition. Washington, DC: GAO.
42. Government Accountability Office (2008). Audits of public companies: Continued concentration in audit market for large public companies does not call for immediate action. Washington, DC: GAO.
43. Gerakos, J., & Syverson, C. (2015). Competition in the audit market: Policy implications. *Journal of Accounting Research*, 53 (4), 725-775.
44. Ghosh, A., & Moon, D. (2005). Auditor tenure and perceptions of audit quality. *The Accounting Review*, 80 (2), 585-612.
45. Hamilton, J., Li, Y., & Stokes, D. (2008). Is the audit services market competitive following Arthur Andersen's collaps? *Accounting and Finance*, 48 (2), 233-258.
46. Harris, D., & Duellman, S. (2008). Auditor competition and auditor independence: The quality of financial statements. Working paper, Syracuse University.
47. Hogan, C. E., & Jeter, D. C. (1999). Industry Specialization by auditors. *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 18(1), 1-17.
48. Huang, T. C., Chang, H., & Chiou, R. (2016). Audit market concentration, audit fees and audit quality: Evidence from China. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 35 (2), 121-145.
49. Jackson, A. B., Moldrich, M., & Roebuck, P. (2008). Mandatory audit firm rotation and audit quality. *Managerial Auditing Journal*, 23 (5), 420-437.
50. Kwon, S. A., Lim, Y., & Simnett, R. (2014). The effect of mandatory audit firm rotation on audit quality and audit fees: Empirical evidence from the Korean audit market. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 33 (4), 167-196.
51. Laurion, H., Lawrence, A., & Ryans, J. P. (2017). U.S. audit partner rotations. *The Accounting Review*, 92 (3), 209-237.
52. Lennox, C. S., Wu, X., & Zhang, T. (2014). Does mandatory rotation of audit partners improve audit quality? *The Accounting Review*, 89 (5), 1775-1803.
53. Malis, S. S., & Brozovic, M. (2015). Audit market concentration: Evidence from Croatia. *Econviews*, 28 (2), 339-356.
54. McMeeking, K. P., Peasnell, K. V., & Pope, P. F. (2007). The effect of large audit firm mergers on audit pricing in the UK. *Accounting and Business Research*, 37 (4), 301-319.
55. Mijic, K., Jaksic., D., & Vukovic, B. (2014). Concentration on the audit market: Evidence from Serbia. *Economic Themes*, 52 (1), 115-126.
56. MohammadRezaei, F., Mohd-Saleh, N., & Jahangir Ali, M. (2015). Increased competition in an unfavourable audit market following audit privatization: The Iranian experience. *Asian Journal of Business and Accounting*, 8 (1), 115-149.
57. Myers, J., Myers, L. A., & Omer, T. C. (2003). Exploring the term of the auditor client relationship and the quality of earnings: A case for mandatory auditor rotation? *The Accounting Review*, 78 (3), 779-800.

58. Nagy A. L. (2005). Mandatory audit firm turnover, financial reporting quality and client bargaining power: The case of Arthur Andersen. *Accounting Horizons*, 19, 51-68.
59. Narayanaswamy, R., & Raghunandan, K. (2019). The effect of mandatory audit firm rotation on audit quality, audit fees and audit market concentration: Evidence from India. Available at <https://ssrn.com/abstract=3360256>.
60. Newton, N. J., Wang, D., & Wilkins, M. S. (2013). Does a lack of choice lead to lower quality? Evidence from auditor competition and client restatements. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 32 (3), 31-67.
61. Numan, W., & Willekens, M. (2012). An empirical test of spatial competition in the audit market. *Journal of Accounting and Economics*, 53 (1-2), 450-456.
62. Oxera (2006). Competition and choice in the U.K. audit market: Prepared for the department of trade and industry and financial reporting council. Oxford, U.K.: Oxera Consulting.
- 63.. Pearson, T., & Trompeter, G. (1994). Competition in the market for audit services: The effect of supplier concentration on audit fees. *Contemporary Accounting Research*, 11 (1), 115-135.
64. Piot, C. (2005). Auditor reputation and model of governance: A comparison of France, Germany and Canada. *International Journal of Auditing*, 9 (1), 21-44.
65. Quick, R., & Schmidt, F. (2018). Do audit firm rotation, auditor retention, and joint audits matter? An experimental investigation of bank directors' and institutional investors' perceptions. *Journal of Accounting Literature*, 41 (December), 1-21.
66. Ruiz-Barbadillo, E., Gomez-Aguilar, N., & Carrera, N. (2009). Does mandatory audit firm rotation enhance auditor independence? Evidence from Spain. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 28 (1), 113-135.
67. Saglam, N., & Orhan, A. (2018). Audit market concentration in Turkey: An empirical study of the relationship between the audit firm characteristics. *Journal of Accounting and Finance*, 9, 153-164.
68. Schaan, M., & Maijoor, S. (1997). The structure of the Belgian audit market: The effects of clients' concentration and capital market activity. *International Journal of Auditing*, 1 (2), 151-162.
69. Sharma, D. S., Tanyi, P. N., & Litt, B. A. (2017). Costs of mandatory periodic audit partner rotation: Evidence from audit fees and audit timeliness. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 36 (1), 129-149.
70. Sinnett, W. M. (2004). Are there good reasons for auditor rotation? *Financial Executive*, 20 (7), 29-32.
71. Soroushyar, F., Banimahd, B., & Amiri, H. (2014). The effect of corporate governance and audit market privatization on the auditor independence. *European Online Journal of Nature and Social Science*, 3, 651-660.
72. Stanley, J. D., & T DeZoort, T. F. (2007). Audit firm tenure and financial restatements: An analysis of industry specialization and fee effects. *Journal of Accounting and Public Policy*, 26 (2), 131-159.
73. Stewart, J., Kent, P., & Routledge, J. (2016). The association between audit partner rotation and audit fees: Empirical evidence from the Australian market. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 35 (1), 181-197.
74. Thavapalan, S., Moroney, R. A., & Simnett, R. (2002). The effect of the PricewaterhouseCoopers merger on auditor concentration in Australia: A note. *Accounting and Finance*, 42 (2), 153-167.
75. Toscano, J. A., & Garcia-Benau, M. A. (2014). Structure and nature of competition in the market for financial audit services in Mexico. *Journal of Business Administration Research*, 3 (2), 1-10.
76. U.S. Treasury (2008). Advisory committee on the accounting profession: Final report.





Washington, DC: U.S. Treasury.

77. Wibowo, P., & Rahmawati, A. (2019). Reveal voluntary auditor switching determinants in Indonesia: Evidence from financial services sector. *Journal Dinamika Akuntansi*, 11 (1), 1-14.
78. Yardley, J. A., Kauffman, N. L., Cairney, T. D., & Albrecht, W. D. (1992). Supplier behaviour in the US audit market. *Journal of Accounting Literature*, 11 (1), 151-184.