فصلنامه علمی و پژوهشی «تحقیقات مالی»
سال دوم - شماره ۵ و ۶ - زمستان ۱۳۷۳ و بهار ۱۳۷۴
ص ص ۶۷-۴۷

مبانی تئوریک طراحی آزمایشات در تجزیه و تحلیل سود

(مدلی برای تصمیم‌گیری و مقایسه‌های چندگانه)

عادل آذر[1]

تمامی تصمیم‌گیران تلاش دارند که داده‌های در دسترس خود را به‌گونه‌ای تحلیل کنند که آنها را در تصمیم‌گیری صحیح یاری دهد. از جمله داده‌هایی که در دسترس آنها (بخصوص تصمیم‌گیران مالی) است داده‌های مربوط به سود است. تکنیکهای فراوانی برای تجزیه و تحلیل داده‌های سود در چند دهه اخیر بوسیله اندیشمندان مطرح شده است که هر کدام جایگاه خاص خود را دارند[2].

در این مقاله تلاش می‌گردد به یک تکنیک کمّی که کمتر در تحلیل مالی مورد عنایت واقع شده است پرداخته شود و با این هدف به تدوین یک مدل بپردازیم. مبانی مدل مورد

۱- عضو هیأت علمی دانشگاه تربیت مدرس.

۲- برای اطلاع بیشتر به منبع زیر مراجعه شود:

Levary and Seitz, "Quantative Methods for capital Budgeting", south western Publishing Co. 1990.

بحث«طراحی آزمایشات»[1] است که بحث بسیار زیادی در علوم کشاورزی و آمار محض بخود اختصاص داده است.

طراحی یک آزمایش را می‌توان با نقشه‌های ساختمانی یک مهندس معمار برای یک آسمان‌خراش و یا خانه‌ای معمولی مقایسه کرد. ریز نیازهای اساسی ساختمان به وسیله مالک آینده به مهندس معمار داده می‌شود. با وجود اینکه مهندس معمار امکانات زیادی در اختیار دارد که خلاقیت خود را بکار گیرد، ولی وظیفه اوست که این نیازهای اساسی را برآورد. برای برآورده ساختن تمام نیازهای اساسی می‌توان چندین طرح مختلف را ارائه داد. امکان دارد برخی از طرحها پرخرجتر از طرحهای دیگر باشند. اما اگر دو طرح هزینه مساوی داشته باشند، ممکن است یکی از آنها در مقایسه با دیگری دارای مزایای بالقوه‌ای باشد. نگارنده با توجه به شناختی که از طرحهای مختلف آماری دارد، بهترین طرح را که برای تجزیه و تحلیل سود مناسب می‌داند تحت عنوان «طرح کاملاً تصادفی یک عاملی»[2] مطرح می‌کند. این طرح به تصمیم‌گیرنده کمک می‌کند که علاوه بر مقایسه متوسط سود به مقایسه پراکندگی (ریسک) چند شرکت (K رفتار) بپردازد.

به طور کلی طراحی هر آزمایش باید دارای ویژگی‌های زیر باشد:[3-4]

۱- تحلیل‌های حاصل از طرح باید اطلاعات غیر مبهمی در مورد هدفهای اصلی آزمایش بدست دهند. خصوصاً مدل باید به برآوردهای ناااریب[5] منجر شود.

۲- مدل و فرضهای زیربنایی طرح باید مناسب با موضوع مورد آزمایش باشد.

1- Experimental Design

2- Completely Randomized Design

3- M.N. Das and N.C. Giri, "**Design and Analysis of Experiments**", John Willey and Son's Publisher, 1989, P.10.

4- William G. Cochran and Gertrude M. Cox, "**Experimental Designs**", John Willey and Sons, Third Edition, 1972, PP.9-12.

5- Unbased

۳- طرح باید در مقابل حداقل مقدار کوشش، حداکثر اطلاعات در مورد هدفهای اصلی آزمایش را فراهم آورد.

۴- طرح باید اطلاعاتی در مورد کلیه هدفهای آزمایش بدست دهد.

۵- طرح باید از نظر شرایط کاری موجود برای تصمیم‌گیرنده، عملی باشد.

بدون وجود یک طرح آزمایشی مناسب نمی‌توان فرضهای بالقوه سودمند را با درجه قابل قبولی از دقت آزمود. قبل از رد کردن فرض مربوط به زمینه‌ای تحقیقاتی، باید ساختار و ضرورت طراحی مدل آن را مورد بررسی قرارداد، تا اطمینان حاصل شود که طرح، یک آزمون واقعی را فراهم ساخته است یا نه، از طرف دیگر قوت مدل به سودمند بودن و منطقی بودن فرضی است که باید مورد آزمون قرار گیرد.

ضرورت طراحی مدل

داده‌های مربوط به سود را می‌توان از دو طریق برای تصمیم‌گیری به کار گرفت: اول اینکه متوسط سود یک شرکت را می‌توان در مقایسه با شرکتهای مشابه مورد ارزیابی قرارداد و دوم اینکه، شرکتهای متعدد را از زاویه ریسک مورد تجزیه و تحلیل و مقایسه قرارداد. در مدیریت مالی مفاهیم فراوانی برای ریسک به کار رفته است از جمله اینکه:

۱- ریسک تجاری[1]: این ریسک آن عدم قطعیتی است که دربرآورد درآمدهای عملیاتی آتی شرکت، یعنی عایدی قبل از هزینه‌های ثابت مالی (از قبیل بهره) و مالیات[2]، مستتر است. بدلایل بسیاری درآمد عملیاتی شرکت نوسان می‌کند؛ رونق و رکود اقتصاد ملی، استقبال خریدار از محصول جدید شرکت، نا آرامیهای کارگری، هجوم رقبا به بازار، تولید محصول مشابه و ... همه و همه عواملی هستند که احتمال خطر برای عایدی شرکت را به همراه می‌آورد.[3]

1- Business Risk

2- Earning Before Interest and Tax (EBIT)

۳-حسن عمده تبریزی، «مدیریت مالی»، سر سبرد، چاپ اول، تهران، ۱۳۷۰، صفحه ۱۱

۲- ریسک سرمایه‌گذاری[1] : نوسان‌پذیری در عایدی سرمایه که خود تابعی از تغییرات جریانات نقدی و ورودی و خروجی سرمایه‌گذاری در پروژه است. این نوسان ناشی از میزان اشتباهات و خطای پیش‌بینی‌های انجام شده (همانند پیش‌بینی در قبول محصول در بازار، تغییرات تکنولوژیکی یکی آینده، تغییرات هزینه پروژه و سایر خطرات محیطی) می‌باشد.[2]

۳- ریسک مجموعه‌ای[3] : نوسان‌پذیری در عایدات به میزان همبستگی بین پروژه‌هایی که شرکت سرمایه‌گذاری کرده است و مجموعه دارایی‌ها مربوط می‌گردد. البته این ریسک زمانی کاهش پیدا می‌کند که میزان ضریب همبستگی بین پروژه‌هایی که سبد مجموعه را تشکیل می‌دهند صفر یا منفی باشد. ریسک مجموعه[4]، ریسکی است که بواسطه خطرات سرمایه‌گذاری در سبدی از پروژه‌ها حاصل می‌گردد.

۴- ریسک حوادث غیرمترقبه[5] : تغییر در میزان عایدات تابعی از وقایعی است که از کنترل و پیش‌بینی مدیریت خارج می‌باشد. این تغییرات می‌تواند ناشی از سلب مالکیت[6] شرکت، تغییر در میزان مطلوبیت مشتریان، کمبود شدید انرژی و مانند آنها باشد.

۵- ریسک مالی[7] : این ریسک غالباً دو جزء دارد: احتمال خطر توقف[8] و نوسان عایدی

1- Investment Risk

2- John J. Clark, Thomas J. Hindelang and Robert E. Pritchard, **"Capital Budgeting", Planning and Control of Capital Expenditure"**, Third Edition, Prentice-hall Pub. 1989, P.198.

3- Portfolio Risk

4- John J. Clark, Thomas J. Hindelang and Robert E. Pritchard, **OP. Cit.**

5- Cataclysmic Risk

6- John J. ClarK and et.All. **OP. Cit.**

7- Financial Risk

8- Insolvency

در دسترس صاحبان یا سهامداران عادی[1] هر چه نسبت بدهی‌ها، اجاره به شرط تملیک، سهام ممتاز و هر نوع ابزار مالی با هزینه ثابت افزایش یابد، مخارج ثابت افزایش می‌یابد. در نتیجه احتمال ناتوانی پرداخت بدهی، یعنی نداشتن وجه نقد افزایش می‌یابد. بعد دوم؛ خطر مالی پراکندگی نسبی درآمد در دسترس سهامداران عادی است. یعنی وقتی از بدهی استفاده می‌شود، توزیع احتمال عایدی در دسترس صاحبان شرکت پراکنده‌تر می‌گردد.[2]

علی رغم تعاریف متعددی که از ریسک و انواع آن وجود دارد، در این مقاله هدف بیان نمودن روش تجزیه و تحلیل سود و پراکندگی سود است که شاید بهترین شاخص برای بیان تمامی ریسکهای فوق‌الذکر باشد. دقت در تعاریف فوق نشان می‌دهد که کلمه ریسک همراه با یک تابع احتمال است. این ریسک بزعم ما یک ریسک انتظاری است که به نوع تجزیه و تحلیل و تصمیم‌گیری در شرایط ریسک[3] برمی‌گردد.

در اکثر متون مدیریت مالی، ریسک را در ارتباط با درجه متغییر بودن بازده پروژه تعریف کرده‌اند یعنی اینکه هر چه بازده منتظره آتی[4] متغیرتر باشد، سرمایه‌گذاری خطرناکتر ارزیابی شده است[5] در حالی که می‌توان بحث تجزیه و تحلیل ریسک را به تصمیم‌گیری در شرایط اطمینان[6] نیز تعمیم داد.

معیارهای اندازه گیری ریسک

در اندازه‌گیری ریسک از فنون متعدد آماری استفاده شده است. اما همچنانکه ذکر شد،

1- Common Stockholders

۲- حسین عبده تبریزی، همان مآخذ صفحه ۱۳-۱۲.

3- Decision Making Under Risk Conditions.

4- Expected Return

۵- فردوسنون و یوجین برنگام، «مدیریت مالی»، ترجمه حسن عبده تبریزی و پرویز مسیرزاده مؤیدی، چاپ ششم، پائیز ۱۳۶۷ صفحه ۴۲۰

6- Decision Making Under Certainty Conditions.

اغلب این روشها برای اندازه‌گیری ریسک انتظاری بیان شده‌اند. طبیعی است تنها تفاوت ریسک انتظاری با ریسک در شرایط قطعی کیفیت داده‌های گردآوری شده است. برای سنجش ریسک انتظاری ضرورتاً تابع احتمال رخداد مقادیر سود نیاز است در حالی که در ریسک قطعی داده‌های سود، تاریخی می‌باشند. با عنایت به این مهم می‌توان از فنون احتمالی سنجش ریسک با قدری تعدیلات ریاضی برای سنجش ریسک در شرایط اطمینان[1] استفاده کرد.

معیارهایی چون دامنه تغییرات، انحراف متوسط از میانگین و واریانس و انحراف معیار و نیمه واریانس[2] که معیارهای مطلق ریسک می‌باشند برای اندازه‌گیری ریسک مورد استفاده قراوان قرار می‌گیرند.[3] علاوه بر این معیارها از یک سری معیارهای نسبی نظیر ضریب تغییرات برای سنجش پراکندگی نیز استفاده می‌شود.[4] ضریب تغییرات بیان کننده نسبت پراکندگی داده‌ها به میانگین آنها است؛ یعنی $\frac{\sigma_x}{\mu_x}$.

اگر بپذیریم که ریسک عبارت است از میزان نوسان در سود،[5] بنابر این شاید یکی از بهترین معیارهایی که نشان دهنده این نوسان باشد واریانس یا انحراف معیار است. دلیل تأکید بر انحراف معیار و انتخاب آن به عنوان بهترین معیار اندازه‌گیری ریسک، محدودیتهای

۱- از این به بعد هر جای مقاله کلمه «ریسک» آورده می‌شود، مقصود ریسک قطعی است، مگر اینکه قید انتظاری آورده شود.

2- Semi - Variance

3- Levary and Seitz, **Op. Cit.**, PP. 59-70.

4- Diane B. Wunnicke, David R. Willson and Brooke Wunnicke, "**Corporate financial Risk Management (Paractial Techniques of Financial Engineering)**" John Willey and, Son's Inc. 1992. PP. 192-203.

5- Roger G. Clark and et-all, "**Strategic Financial Management**", Toppan Company LTD. 1990. PP. 103-112.

ریاضی و کاربردی است که بر سایر معیارهای مطلق پراکندگی مترتب است.[۱]

ساختار مدل

مقایسه میانگین یا انحراف معیار چند شرکت با همدیگر (رفتار آزمایشی) بستگی به تعداد داده‌های جمع‌آوری شده دارد. چنانچه تعداد داده‌ها با تعداد سالهای فعالیت شرکتها برابری کند استفاده از تکنیکهای توصیفی برای مدیریت کافی است تا بهترین آلترناتیو را برگزینند. واقعیت مقایسات چندگانه نشان داده است که در بسیاری از موارد تنها به نمونه‌هایی از سالهای فعالیت شرکت و سود آنها در آن سالها اکتفا می‌گردد.

رفتار آزمایشی ۱	رفتار آزمایشی ۲	...	رفتار آزمایشی K
x_{11}	x_{12}	...	x_{1k}
x_{21}	x_{22}	...	x_{2k}
:	:	:	:
x_{n1}	x_{n2}	...	x_{nk}

جدول ۱ - مقادیر حاصل از نمونه‌ها (نمونه‌هایی از سود k شرکت)

ساختار مدل و طرح آن زمانی نمود پیدا می‌کند که امر مقایسه به کمک نمونه‌ها انجام گیرد. حال با مشخص شدن مقادیر نمونه‌ها که در جدول شماره ۱ نشان داده شده است، ساختار مدل را تدوین می‌کنیم. علامت x_{ij} برای نمایش مقدار نمونه‌ها به کار می‌رود. زیرنویس ij بیانگر آن است که مقدار، i امین مشاهده را در j امین شرکت (رفتار آزمایشی)[۲] نشان می‌دهد. همینطور چون سود بیانگر رفتارهای مختلف است، می‌توان گفت که x_{ij} ،i امین مشاهده‌ای است که j

---

۱ - برای اطلاع بیشتر به منبع ۴ مراجعه شود.

2- Experimental Treatment.

امین رفتار را دریافت می‌دارد.[1]

در درون هرگروه (یا جمعیت) که x_{ij} نمایش داده شده است، هر مقداری را که در نظر بگیریم رابطه‌ای با μ_j، میانگین آن گروه دارد. رابطه فوق با میانگین واقعی گروه به اضافه مقداری، که صفر، مثبت یا منفی است، برابر می‌باشد. بدان معنی که در یک رفتار آزمایشی معین هر مقدار ممکن است مساوی با، بزرگتر از، یا کوچکتر از میانگین آن رفتار باشد. مقداری که هر یک از داده‌ها با میانگین گروه تفاوت دارند را خطا[2] می‌خوانند و آن را با علامت e_{ij} نشان می‌دهند. منظور از خطا هرگز به معنای اشتباه نیست، بلکه منظور از آن، مقدارِ پراکندگیِ مهار نشده‌ای است که در میان عناصر شرکتها وجود دارد. اگر به μ_j (میانگین رفتار آزمایشی j)، e_{ij} را بیافزایم، x_{ij} مقدار معرف که به اندازه e_{ij} از میانگین رفتار تفاوت دارد را در نتیجه خواهد داشت. رابطه فوق را با استفاده از معادله زیر می‌توان نوشت:

۱) $$x_{ij} = \mu_j + e_{ij}$$

اگر k تعداد شرکتهای تحت مطالعه باشد، میانگین کل تمام مشاهدات را در همه رفتارها با μ نشان می‌دهیم. چنانچه k جمعیت مشخص باشند، μ را می‌توان با استفاده از میانگین حسابی به شرح زیر محاسبه کرد:

۲) $$\mu = \frac{\Sigma \mu_j}{k}$$

به طور کلی، همانگونه که در هر گروه مشاهدات با میانگین‌های گروهی قدری متفاوت بودند، میانگین‌های گروهی هم از میانگین کل متفاوت می‌باشند. مقدار تفاوت میانگین رفتار را از میانگین کل *اثر رفتار* می‌نامند. می‌توان j امین اثر رفتار را به صورت زیر نوشت:

۳) $$\tau_j = \mu_j - \mu$$

τ_j اندازه اثر روی μ_j بوده که از مشاهداتی که در معرض j امین رفتار قرار می‌گیرند، محاسبه شده است معادله (۳) را می‌توان برای μ_j حل کرد. در این صورت داریم:

1- Dunn O. J. and Clark. U. R., "Applied Statistics: Analysis of Variance and Regression", John Willey and Son's Pub. 2th Edition. 1974. PP. 63-70.

2- Error

۴) $\mu_j = \mu + \tau_j$

اگر سمت راست معادله (۴) را برای μ_j در معادله (۱) قرار دهیم خواهیم داشت:

۵) $x_{ij} = \mu + \tau_j + e_{ij}$ $\quad i = ۱/۲/.../n. \quad j = ۱/۲/.../k$

و بدین گونه ساختار مدل مشخص می‌گردد.

با نگاهی به الگوی فوق ملاحظه می‌شود که مشاهده معرف از مجموعه‌ای از داده‌های تحت مطالعه مرکب از میانگین کل، اثر رفتار، و مقدار خطا، که نمایانگر انحراف مشاهدات از میانگین گروه است، تشکیل می‌شود. این الگو به «الگوی اثرات ثابت»[1] در علوم کشاورزی[2,3] معروف است.[4] مفروضات این الگو به شرح زیر است:

۱- تعداد k مجموعه از مشاهدات، k نمونه تصادفی مستقل را از شرکتهای مربوط تشکیل می‌دهند.

۲- سود هر یک از شرکتهای مورد نمونه‌برداری از توزیع نرمال با میانگین μ_j و واریانس σ^2_j برخوردار است.

۳- سود شرکتها دارای واریانس مساوی هستند یعنی: $\sigma^2 = \sigma^2_1 = \sigma^2_2 = ... \sigma^2_k$

۴- مقادیر τ_j ثابت ولی نامعلومند و $\Sigma \tau_j = ۰$ است، چون مجموع همه انحرافهای μ_j از میانگین آنها، μ، برابر صفر می‌باشند.

۵- e_{ij} از توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس، σ^2، برخوردار بوده و از هم مستقلند.

1- Fixed Effects Model

۲- لیتل، توماس مورتن، «طرح و تحلیل آزمایشات کشاورزی»، ترجمه دکتر علی اکبر سرافراز و دکتر ابوالقاسم بزرگ‌نیا، انتشارات جهاد دانشگاهی مشهد، ۱۳۷۰، صفحه ۱۷۷-۱۸۲.

3- Albert H. Bowker and Grald J. Lieberman, **"Engineering Statistics"**, Second Edition, Prentice - Hall, Pub., 1972, PP. 370 - 383.

4- Dunn O. J. and Clark, V. R., **Op. Cit.**, P. 65.

۶- اثرات اصلی جمعی هستند.[۱] معادله (۵) را در نظر بگیرید، می‌بینید بین μ، τ و e_{ij} رابطه جمع شونده وجود دارد. یعنی اینکه در این مدل جملات با همدیگر جمع می‌شوند.

	شرکت ۱	شرکت ۲	...	شرکت K	
	x_{11}	x_{12}	...	x_{1k}	
	x_{21}	x_{22}	...	x_{2k}	
	x_{n1}	x_{n2}	...	x_{nk}	
جمع کل	T_1	T_2	...	T_k	T
میانگین	$\overline{T}_1$	$\overline{T}_2$	...	$\overline{T}_k$	$\overline{T}$
حجم نمونه	n	n	...	n	N
واریانس	S_1^2	S_2^2	...	S_k^2	

جدول شماره ۲- جدول مقادیر نمونه

تحلیل میانگین سود شرکتها

قطعاً در این ساختار سؤال اصلی این است؛ که بهترین شرکت کدام است؟ به عبارت دیگر کدامیک از k شرکت (رفتار آزمایشی) مورد مقایسه بالاترین سود را دارا هستند؟ این در حالی است که تصمیم گیرنده با در اختیار داشتن نمونه‌هایی از گروه‌ها در حال تصمیم‌گیری است.

می‌توان فرضیه صفر را که در آن تمام میانگینهای سود شرکتها مساوی فرض می‌شوند را در مقابل این فرضیه که حداقل یکی از زوج میانگین‌ها با دیگری برابر نیست، آزمون کرد.

۱- لیتل، مورس، همان مآخذ.

۲- در این مدل حجم نمونه برای همه گروهها مساوی فرض شده است. حالت حجم نمونه‌ها نامساوی ناشی از n_j استفاده می‌گردد. n_j حجم نمونه در گروه j ام است.

فرضیه‌ها را به طور قراردادی به صورت زیر می‌توان نوشت:

$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \ldots = \mu_k$

H_1: حداقل یک زوج از μ_jها با هم برابر نیستند.

اگر میانگین جمعیت‌ها با هم مساوی باشند، اثر رفتارها برابر صفرخواهد بود. به گونه‌ای که، فرضیه‌ها را به صورت زیر می‌توان نوشت:

$H_0: \tau_j = 0 \qquad j = 1/2/\ldots/k$

H_1: همه τ_j با هم برابر نیستند.

در این نقطه سطح معنی‌دار «α» انتخاب می‌شود. سطح معنی‌دار «α» بیان کننده نقطه بحرانی برای محاسبه آماره آزمون (شاخص تصمیم‌گیری) است.

محاسبات لازم برای تصمیم‌گیری از جدول مقادیر نمونه به شرح زیر استخراج می‌گردد:

نمادهایی که در جدول شماره ۲ بکار رفته‌اند به صورت زیر تعریف می‌شوند:

جمع کل نمونه شرکت j ام: $T_j = \sum_{i=1}^{n} X_{ij}$ ۶)

میانگین نمونه شرکت j ام: $\overline{T_j} = \frac{T_j}{n}$ ۷)

جمع کل مشاهدات: $T = \sum_{j=1}^{K} T_j = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{K} X_{ij}$ ۸)

N=k.n و میانگین کل مشاهدات: $\overline{T} = \frac{T}{N}$ ۹)

واریانس نمونه j ام: $S_j^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} (X_{ij} - T_j)^2}{(n-1)}$ ۱۰)

1- B. J. Winer, "Statistical Principles in Experiments Desiga", 2th Editron, McGraw-Hill, 1971.

شاخص تصمیم‌گیری مدل

به منظور رد یا قبول فرضیه H_0 استفاده از یک شاخص ضروری است. این شاخص در آمار محض به «آماره آزمون» معروف است ولی در اینجا تحت عنوان شاخص تصمیم‌گیری از آن یاد می‌شود. شاخص[1] تصمیم‌گیری بصورت حاصل تقسیم واریانس رفتارهای آزمایشی به واریانس بیان نشده[2] تعریف می‌شود. این شاخص، از توزیعی موسوم به توزیع F برخوردار است. توزیع F، در اوایل سال ۱۹۲۰ به بعد توسط فیشر[3] معرفی شد که در آمار جدید یکی از مستعمل‌ترین توزیع‌ها به شمار می‌رود.[4]

شاخص F را می‌توان با تشکیل جدول تحلیل واریانس[5] برای مقادیر جدول شماره ۲ محاسبه کرد.[6] صورت‌بندی جدول ANOVA به شرح جدول شماره ۳ است.

ملاک تصمیم‌گیری؛ مقایسه شاخص تصمیم‌گیری با مقدار F حاصل از جدول فیشر می‌باشد. مقدار F جدول فیشر با استفاده از سطح معنی‌دار α درجه آزادی صورت، (K-1) ، و درجه آزادی مخرج، k(n-۱) ، تعیین می‌گردد، چنانچه F محاسبه شده کوچکتر یا مساوی F جدول (این جدول در پیوست کتب آمار وجود دارد) باشد فرض تساوی متوسط سود شرکتها پذیرفته خواهد شد در غیر این صورت فرض مقابل تأیید می‌گردد.

بیان شد که یکی از مفروضات تشکیل جدول ANOVA مساوی بودن واریانس k شرکت است. چنانچه فرض تساوی میانگین‌ها نیز پذیرفته شود. تصمیم‌گیرنده می‌تواند آسوده خاطر باشد که هیچ تفاوتی بین شرکتها چه از نظر متوسط سود و چه از نظر ریسک وجود

1- Mean Square of Treatments (MS_t)

2- Mean Square of Residual (MSE)

3- R. A. Fisher

4- Thomas H. Wonnacott, Ronald J. Wonnacott, **"Introductor Statistics"**, Second Edition, Jhon Willey and Sons, 1972, PP. 213-239.

5- Analysis of Variance (ANOVA)

6- Thomas H. Wonnacott, Ronald J. Wonnacett, **OP.Cit.**

ندارد.

حال حالتی را در نظر آورید که فرض تساوی واریانس‌ها (ریسک شرکتها) صادق است ولی فرض تساوی میانگین‌ها پذیرفته نمی‌شود. در این هنگام سؤال زیر مطرح خواهد شد که؛ کدامیک از شرکتها دارای بزرگترین مقدار سود است؟ برای پاسخ به چنین سؤالی آزمونهای متعددی تحت عنوان HSD توکی[1]، مقایسه چندگانه شفه[2]، LSD[3]، نیومن کولز، دانکن[4] و ... طراحی شده است. چگونگی آزمون HSD و شفه درپی می‌آید.

منبع تغییرات	مجموع مجذورات (SS)	d.f	میانگین مجذورات (MS)	شاخص تصمیم‌گیری
رفتارهای آزمایشی	$SS_{\text{رفتارها}} = \frac{\sum T_j^2}{n} - \frac{T^2}{N}$	(K-۱)	$MS_t = \frac{SS_t}{(k-1)}$	$F = \frac{MSt}{MSE}$
بیان‌نشده(خطا)	$SS_{\text{خطا}} = \sum_i \sum_j x_{ij}^2 - \frac{\sum T_j^2}{n}$	K(n-۱)	$MSE = \frac{SSE}{K(n-1)}$	
مجموع تغییرات	$SS_{\text{کل}} = \sum_i \sum_j x_{ij}^2 - \frac{T^2}{N}$	Kn-۱	---	---

جدول شماره ۳ - جدول تحلیل واریانس (ANOVA)

آزمون HSD توکی

شیوه مقایسه چندگانه‌ای که توکی آنرا بسط داده است به HSD موسوم است و به کرّات برای آزمون کردن فرضیه عدم تساوی میانگینها به کار رفته است. چنانچه این آزمون به کار

1- Tukey Hebitual Significant Diviation (Tukey HSD)

2- Scheffe Multiply Comparison.

3- Least Significant Diviation (LSD).

4- Duncan.

رود در کل سطح معنی‌داری برابر α را انتخاب می‌کند. بنابر این احتمال اینکه یک یا بیشتر از یکی از فرضیه‌های صفر نادرست باشند برابر α است.

توکی مقیاسی را تعریف نموده که در مقابل آن همه تفاوتها مقایسه می‌گردند. مقیاس مزبور را با HSD نشان داده و آن را از دستور ریاضی زیر محاسبه می‌کنند:[۱]

$$HSD = H_{\alpha, k, N-k} \times \left(\frac{MSE}{n}\right)^{\frac{1}{2}} \qquad (11)$$

که در آن k تعداد شرکتها (رفتار آزمایشی)، N تعداد کل مشاهدات آزمایش، n تعداد مشاهدات در هر شرکت و H مقیاسی است که از جدولی که تحت عنوان جدول توکی است بدست می‌آید.

در نهایت تفاوتهای ممکن بین زوج‌ها محاسبه می‌شوند، هر جا که قدر مطلق تفاوت از HSD بیشتر شود، آزمون معنی‌دار خواهد بود.

مقایسه چندگانه شفه

در این روش، تک تک میانگین نمونه‌ها بطور زوجی با همدیگر مقایسه می‌گردند و بدین ترتیب رتبه‌های میانگینها از بزرگترین تا کوچکترین مشخص می‌گردد. در حقیقت این تکنیک به تخمین فاصله‌ای هر یک از ترکیبات دودویی به شرح زیر می‌پردازد:

$$(\mu_i - \mu_j) : (T_i - T_j) + [(k-1)\, F_\alpha)^{\frac{1}{2}} \times (MSE)^{\frac{1}{2}} \times \left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j}\right)^{\frac{1}{2}}] \qquad (12)$$

چنانچه برآورد فاصله‌ای فوق دربرگیرنده نقطه صفر باشد می‌توان گفت بین دو میانگین، μ_i و μ_j، تفاوت معنی‌داری مشاهده نشده است. در غیر این صورت این زوج دارای اختلاف معنی‌دار با همدیگر هستند.

۱- کوآنچای، آ، گومز و آرتو، آ. گومز، «طرحهای آماری برای تحقیقات کشاورزی» مترجم عزت الله فرشادفر، مرکز انتشارات علمی دانشگاه آزاد، ۱۳۷۲ صفحه ۲۳۳-۲۹۲

آزمون همگنی و تجانس واریانس‌ها

تا اینجا تصور این بود که ریسک در همه شرکتهای در حال مقایسه یکسان است . یعنی $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \ldots = \sigma_k^2$. اما انحرافهای معتدل از این فرض، اگر چه توزیع شاخص تصمیم‌گیری (F) را به طور جدی تحت تأثیر قرار نمی‌دهد - به عبارت دیگر هرگاه واریانس جامعه‌ها با هم مساوی نباشند، توزیع F با واریانس مشترک (MSE) تقریباً با توزیع آماره F، که تفاوتهای واریانس جامعه‌ها را در نظر می‌گیرد، یکسان است - ولی شناخت زوج‌هایی که باعث رد شدن فرض تساوی واریانسها می‌شود برای تصمیم‌گیرنده بسیار ضروری است.

در مواردی که تصمیم‌گیرنده هیچ گونه آگاهی از اثر اعمال آزمایشی بر روی واریانس نداشته باشد، ممکن است انجام آزمونهای همگنی واریانس‌ها به عنوان آزمونهای مقدماتی مدلی که زیربنای تحلیل را تشکیل می‌دهند مناسب باشد. اما در چنین آزمونهایی احتیاجی به درجه بالایی از حساسیت نیست. زیرا شاخص F در مقابل انحرافات از همگنی واریانس نیرومند است. تصمیم‌گیرنده بیشتر باید نگران انحرافهای نسبتاً زیاد از فرض تساوی واریانس‌های جامعه باشد.

آزمونی نسبتاً ساده اما مناسب، آزمون $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \ldots = \sigma_k^2$ است که بوسیله هارتلی[1] پیشنهاد شده است.[2] وقتی n برای تمام k عمل آزمایشی در یک طرح ثابت باشد: این فرض را می‌توان با آماره شاخص هارتلی

$$F \text{ حداکثر} = \frac{S^2 \text{ بزرگترین}}{S^2 \text{ کوچکترین}} \qquad (۱۳)$$

آزمود. پارامترهای این توزیع عبارتند از k، تعداد شرکتها و n-۱ درجه آزادی واریانس در هر رده از عمل آزمایشی. اگر مقدار مشاهده شده حداکثر F، از مقدار موجود در جدول مربوط به آزمون در سطح α بزرگتر باشد، آنگاه فرض همگنی واریانس رد می‌شود.

1- Hartley

2- Raymond H. Myers, Ronald E. Walpole, "**Probability and Statistics for Engineers and Scientists**", Second Edition, Macmillan Pub., 1978, PP. 374-377.

آزمون ساده دیگری برای همگنی واریانس‌ها بوسیله ککران بدست آمده است که در آن آماره شاخص ککران:

۱۴) $C = \frac{\text{بزرگترین } S_j^2}{\sum S_j^2}$

استفاده می‌شود. پارامترهای توزیع این شاخص عبارتند از n-۱.k درجه آزادی مربوط به هر واریانس[1].

شاید آزمون بارتلت[2] برای همگنی واریانس بیشترین کاربرد را داشته باشد. از نقطه نظر محاسباتی این آزمون از آزمونهای هارتلی وککران پیچیده‌تر است. در آزمون بارتلت تساوی n_j در گروه‌ها ضرورتاً لازم نیست. اما هیچ کدام از n_jها نباید کوچکتر از ۳ باشند[3]. بیشتر آنها باید بزرگتر از ۵ باشد. آماره مورد استفاده در آزمون بارتلت عبارت است از:

۱۵) $X^2 = \frac{۲/۳۰۳}{C} (f \log MSE - \sum f_j \log S_j^2)$

که در آن :

۱۶) $f_j = n_j - ۱$: و درجه آزادی برای S_j^2 $\quad j = ۱/۲/ \ldots / k$

۱۷) $f = \sum f_j$: درجه آزادی برای MSE

۱۸) $C = ۱ + \frac{۱}{۳(k-۱)} (\sum \frac{۱}{f_j} - \frac{۱}{f})$

۱۹) $SS_j = \sum_{i=۱}^{n} X_{ij}^2 - \frac{T_j^2}{n}$: مجموع مجذورات ناشی از هر شرکت (رفتار)

۲۰) $MSE = \frac{\sum SS_i}{f}$: واریانس تغییرات بیان نشده (خطا)

1- Ibid

2- Bartlet

۳- واسرمن، «اصول آماری در طراحی آزمایشها»، ترجمه بهروز سرمد و مهناز اسفندیاری، مرکز نشر دانشگاهی، چاپ اول ۱۳۶۹، صفحه ۲۳۹-۲۴۰

واریانس هر نمونه j : $S_j^2 = \frac{SS_j}{n-1}$ (۲۱

وقتی که $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \ldots = \sigma_k^2$ باشد، توزیع نمونه‌ای آماره X^2 بوسیله مربع کای با k-۱ درجه آزادی تقریب می‌شود. [۲]

آزمونی پارامتریک برای مقایسه چندگانه واریانس‌ها

چنانچه تحلیل واریانس به رد کردن فرض تساوی واریانس‌ها H_0 بیانجامد، طبیعتاً این سؤال مطرح می‌شود که کدام زوج واریانس‌ها از همدیگر متفاوت هستند. در واقع تصمیم‌گیرنده خواستار آن است که آزمون معنی‌داری را روی هر یک از زوج واریانس‌ها انجام دهد.

تنها روشی که درادبیات آمار پارامتریک برای مقایسه واریانس‌ها (ریسک‌ها) بیان شده است، برآورد فاصله‌ای نسبت واریانس‌ها می‌باشد. از آنجایی که آماره نسبت واریانس دو جامعه F می‌باشد. [۳] بنابر این این آزمون بر پایه توزیع فیشر انجام گرفته است:

$$\frac{S_i^2}{S_j^2} \times \frac{1}{F\alpha_{/2,\, ni-1,\, nj-1}} \leq \frac{\sigma_i^2}{\sigma_j^2} \leq \frac{S_i^2}{S_j^2} \times F\alpha_{/2,\, nj-1, ni-1} \quad (۲۲$$

با مقایسه دو بدو شرکتها از نظر واریانس؛ توالی شرکتها از پر ریسک‌ترین به کم ریسک‌ترین مشخص می‌گردد.

مقایسه ریسک شرکتها با استفاده از یک آزمون ناپارامتریک

محدودیت تکنیکهای آمار پارامتریک موجب رشد تکنیک‌های ناپارامتریک برای مقایسه چندگانه واریانسها گردیده است. اگر سه یا چند نمونه داشته باشیم، به راحتی می‌توان آزمون

---

۱ - همان مآخذ

2- Gouri K. Bhattacharyya, Richard A. Johnsons, "Statistical Concepts and Methods", John Willey and Sons, Inc., 1977, PP. 312-315.

3- Ibid.

«مربع رتبه‌ها» را برای آزمون کردن تساوی واریانس آنها به کار برد.[۱] از هر مشاهده میانگین نمونه آن را کسر کرده و علامت تفاضل حاصل را به صورت قدر مطلق در نظر می‌گیریم. قدر مطلق انحرافات را در نمونه ادغام شده از کوچک به بزرگ رتبه‌بندی می‌کنیم. در حالتی که همرتبه وجود داشته باشد، به هر یک از آنها متوسط رتبه‌هایی را نسبت می‌دهیم که اگر مساوی نبودند نسبت می‌دادیم مجموع مربعات رتبه‌ها را برای هر نمونه، محاسبه می‌کنیم. فرض کنید $S_1, S_2, \ldots, S_k$ معرف مجموع مربعات رتبه‌ها برای هر یک از k نمونه باشند.[۲] به عنوان مثال:

$$S_1 = \sum_{i=1}^{n} [R(u_i)]^2 \qquad (۲۳$$

که در آن u_i معرف رابطه زیر است:

$$u_i = \left| \overline{x_i} - x_1 \right| \quad \text{و} \quad i = 1/2 \ldots/n$$

حال به تعریف فرضیات آماری می‌پردازیم:

H_0 : تمامی k جامعه، یکسان‌اند جز آنکه احتمالاً میانگین‌ها متفاوت‌اند.

H_1 : واریانس برخی از جوامع آماری با یکدیگر مساوی نیستند.

شاخص تصمیم‌گیری عبارت است از:

$$T^2 = \frac{1}{D^2} \left| \sum_{j=1}^{k} \frac{S_j^2}{n_j} - N(\overline{S^2}) \right| \qquad (۲۵$$

که در آن: n_j : تعداد مشاهدات در نمونه jام

$$N = n_1 + n_2 + \ldots + n_k \qquad (۲۶$$

S_j : مجموع مربعات رتبه‌ها در نمونه jام

۱- Ibid

۲- کنوور، «آمار ناپارامتری کاربردی»، ترجمه دکتر سیدمهدی هاشمی تبریزی، انتشارات نشر دانشگاهی، چاپ اول ۱۳۷۲، صفحه ۲۱۱

متوسط مربعات تمام رتبه‌ها

$$\overline{S} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{K} S_j \qquad (۲۷)$$

$$D^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^{N} R_i^4 - N(\overline{S}^2) \qquad (۲۸)$$

و $\sum R_i^4$ معرف نتیجه حاصل است **وقتی هر یک** از رتبه‌ها را به توان ۴ برسانیم و با هم جمع کنیم. شاخص تصمیم‌گیری، T_2 دارای **توزیع مربع کای**، با K-1 درجه آزادی است. اگر T_2 در سطح معنی‌دار α بزرگتر از X^2 جدول باشد فرض صفر رد می‌گردد. اگر فرض H_0 رد شود، مقایسه چندگانه واریانسها باید انجام گیرد و شرکتهای مورد مقایسه باید از نظر ریسک رتبه‌بندی شوند. اگر نامساوی زیر برقرار باشد، گفته می‌شود واریانس جامعه‌های i و j با همدیگر اختلاف معنی‌دار دارند:

$$\left| \frac{S_i}{n_j} - \frac{S_j}{n_j} \right| > t_{\alpha/2,\, N-K} \left(D2\, \frac{N-1-T_2}{N-K}\right) \left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j}\right) \qquad (۲۹)$$

که در آن مقدار t، آماره متناظر با $\frac{\alpha}{2}$ و N-K درجه آزادی است که از جدول t استودنت حاصل می‌گردد.

سخن پایانی

این مدل تصمیم گیرند، را یاری خواهد داد تا به مقایسه چند شرکت (رفتار) از جنبه یک عامل مثل سود بپردازد. هدف اصلی این مدل مقایسه کارآیی نسبی دو یا چند رفتار آزمایشی از نگاه یک ملاک مشترک می‌باشد. لذا در این راستا مدل را طرح «کاملاً تصادفی یک عاملی» نام نهاده‌ایم.

در این مقاله فقط از طرحی نام برده شد که شامل مشاهدات مستقل باشند و از توزیع نرمال برخوردار باشند. استفاده از طرحهای چند عاملی و طرحهایی که دارای مفروضات بیان شده نباشند، بحث جداگانه‌ای می‌طلبد که به نظر نگارنده برای تحلیلهای مالی چندان مصداق

ندارند.

مدل در راستای تحلیل میانگین سود چند شرکت و ریسک آنها تدوین شده است و با استناد به این نمادها توسعه داده شده است. در حالی که مدل از چنان انعطافی برخوردار است که هر فرد تصمیم گیرنده‌ای (همانند خریداران، فروشندگان ...) می‌تواند آن را به کار گیرند و از آن بهره ببرد. تمرکز اصلی مدل بر مقایسات چندگانه میانگین سود و ریسک شرکتها است. در راستای مقایسه شرکت از زاویه متوسط سود آزمونهای HSD توکی و شفه به تفصیل بیان شده‌اند و در این راستا شاخص تصمیم‌گیری نیز تعریف شده است. برای مقایسه شرکتها از زاویه ریسک نیز آزمونهای پارامتریک و ناپارامتریک (فیشر و مربع رتبه‌ها) طرح و توضیح داده شد بدین ترتیب مدلی که کمتر در ادبیات مدیریت مالی مد نظر بوده به رشته تحریر درآمده است تا شاید نگاهی نوین به مقایسهٔ چندگانه ریسک در شرایط اطمینان افکنده باشیم.

منابع و مآخذ

۱- حسین عبده‌تبریزی، «مدیریت‌مالی»، نشر پیشبرد، چاپ‌اول، تهران، ۱۳۷۰.

۲- فردوستون و یوجین بریگام، «مدیریت مالی»، ترجمه حسین عبده تبریزی و پرویز

۳- مشیرزاده مؤیدی، چاپ ششم، پائیز ۱۳۶۷.

۴- کنوور، «آمار ناپارامتری کاربردی» ترجمه دکتر سیدمقتدی هاشمی پرست، انتشارات نشر دانشگاهی، چاپ اول ۱۳۷۲.

۵- لیتل، توماس مورتن، «طرح و تحلیل آزمایشات کشاورزی»، ترجمه دکتر علی اکبر سرافراز و دکتر ابوالقاسم بزرگ‌نیا، انتشارات جهاد دانشگاهی مشهد، ۱۳۷۰.

۶- کوآنچای، آ، گومز و آرتو، آ. گومز، «طرحهای آماری برای تحقیقات کشاورزی» مترجم عزت الله فرشادفر، مرکز انتشارات علمی دانشگاه آزاد، ۱۳۷۲.

۷- واینر، «اصول آماری در طراحی آزمایشها»، ترجمه زهره سرمد و مهتاش اسفندیاری، مرکز نشر دانشگاهی، چاپ اول ۱۳۶۹.

8- Levary and Seitz, "Quantative Methods for capital Budgeting", South Western Publishing Co., 1990.

9- M.N. Das and N.C. Giri, **"Design and Analysis of Experiments"**, John Willey and Son's Publisher, 1989.

10- William G. Cochran and Gertrude M. Cox, **"Experimental Designs"**, John Willey and Sons, Third Edition, 1972.

11- John J. Clark, and Thomas J. Hindelang and Robert E. Pritchard, **"Capital Budgeting"**, Planning and Control of Capital Expenditure", Third Edition, Prentice-Hall Pub., 1989.

12- Diane B. Wunnicke, and David R. Willson and Brooke Wunnicke, **"Corporate financial Risk Management"**, (Paractial Techniques of Financial Engineering) John Willey and Son's Inc. 1992.

13- Roger G. Clark and et-all, **"Strategic Financial Management"**, Toppan LTD, Company.

14- Dunn O. J. and Clark, U. R., **"Applied Statistics: Analysis of Variance and Regression"**, John Willey and Son's Pub, 2th Edition, 1974.

15- Albert H. Bowker and Grald J. Lieberman, **"Engineering Statistics"**, Second Prentice - Hilleditibn, Pub., 1972.

16- B. J. Winer, **"Statistical Principles in Experiments Design"**, 2th Edition, McGraw-Hill, 1971.

17- Thomas H. Wonnacott, Ronald J. Wonnacott, **"Introduetor Statistics"**, Second Edition, Jhon Willey and Son's, 1972.

18- Raymond H. Myers, and Ronald E. Walpole, **"Probability and Statistics for and Engineers Scientists"**, Second Edition, McMillan Pub., 1978.

19- Gouri K. Bhattacharyya, and Richard A. Johnsons, **"Statistical Concepts and John Willey Methods"**, and Son's Inc., 1977.