بررسی علل ورشکستگی صنایع غیر دولتی شهر اهواز به کمک الگوی نرخ شکست رقیب(توزیع جزیی)

لیلا دلگرم و محمدرضا زادکرمی
گروه آمار – دانشگاه شهید چمران اهواز
پست الکترونیکی: zadkarami_m@scu.ac.ir

چکیده

صنایع غیر دولتی به دلیل محدودیت سرمایه، نیروی انسانی متخصص و کارآمد و همچنین عدم حمایت مستقیم دولت در مقایسه با واحدهای بزرگ تولیدی (دولتی) با سرعت بیشتری در آستانه ورشکستگی قرار می‌گیرند. در نتیجه به لحاظ جایگاهی که رشد صنعت در بهبود وضعیت اقتصادی ایفا می‌کند، ضروری است موانع و مشکلاتی که باعث کند و یا حتی توقف روند تولیدات صنایع غیر دولتی می‌شوند، را بررسی نمود. اطلاعات مورد نیاز به منظور شناسایی ورشکستگی‌های مختلف واحدها و یافتن عوامل مؤثر بر هر یک از انواع ورشکستگی، از میان اطلاعات موجود در سازمان صنایع و داده‌های تولید شده از طریق توزیع پرسش‌نامه‌ها میان مدیران واحدهای صنعتی، به دست آمد. مقطع زمانی مورد مطالعه، بدو تاسیس سازمان صنایع و معادن استان خوزستان تا پایان مهر ماه سال ۸۱ می‌باشد، طی این مدت از میان کل واحدهای صنعتی غیردولتی به بهره‌برداری رسیده شهر اهواز نمونه‌ای به حجم ۲۰۶ واحد به روش نمونه‌گیری متناسب و انتخاب کنترل شده به دست آمد. تحلیل اطلاعات جمع‌آوری شده به کمک الگوی آماری نرخ شکست رقیب صورت می‌گیرد. در این مطالعه، الگوی خطرهای متناسب کاکس را به روش رگرسیونی به داده‌های جمع‌آوری شده برازش می‌دهیم. مشکلات مالی، مدیریتی و کاهش فروش عللی هستند که به عنوان عوامل شکست در این تحقیق مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

واژه‌های کلیدی: *نوع شکست، الگوی نرخ شکست رقیب، الگوی خطرهای متناسب کاکس، الگوی توزیع جزیی خطر، صنایع*

Archive of SID

www.SID.ir

مقدمه

امروزه اهمیت توجه به صنایع در کشور، بخصوص زمانی‌که پای صنایع غیردولتی به‌میان می‌آید، بیشتر مشخص می‌شود. گسترش خصوصی‌سازی نه تنها مشارکت بخش غیردولتی (مردم، سرمایه‌گذاران خصوصی و بخش تعاون) را در اداره امور تصدی‌گری اقتصاد افزایش می‌دهد و به انگیزهٔ کارآفرینی، ابتکار و نوآوری قوت می‌بخشد، بلکه بدنه کارشناسی دولت را برای انجام پژوهش‌های لازم جهت اتخاذ سیاست‌های کلان اقتصادی مؤثر و کارآمد آزاد می‌سازد. در این راستا دولت می‌تواند توجه بیشتری به سیاست‌گذاری و نظارت بر امور اقتصادی به عمل آورد و از صرف بودجه کلان برای اداره شرکت‌های دولتی غیرسودده ممانعت به عمل آورد. همچنین صنایع بخش خصوصی در صورت سازمان یافته شدن و هدایت بواسطه تکنولوژی پویا و سیاست‌های مناسب در توسعه تکنولوژیکی کشور نقش مهمی ایفا می‌نماید. البته نمایان شدن این اثر در توسعه ملی به نحو چشمگیری بستگی به ابزارهای سیاست دولتی دارد. اطمینان متقابل دولت و بخش خصوصی در کشورهای در حال توسعه می‌تواند به طور فعالانه به خود اتکایی تکنولوژی ملی، رشد اقتصادی در رفاه اجتماعی کمک کند [۱] . اما صنایع غیردولتی یا خصوصی همانگونه که از اسم آن‌ها برمی‌آید به دلیل تعلق به افراد حقیقی یا حقوقی، از حمایت کمتری نسبت به صنایع دولتی برخوردارند. در نتیجه دوران فعالیت آن‌ها همواره با افت و خیزهایی روبرو می‌باشد که گاهی این تناوب، موجب حذف آن‌ها از صحنهٔ تولید و پویایی می‌شود. علاوه بر آن روند جهانی شدن اقتصاد نیز در آینده‌ای نه چندان دور روند انحلال و تعطیلی صنایع غیردولتی را به خصوص در کشورهای درحال توسعه از جمله ایران بیش از پیش تقویت می‌نماید. بنابراین بررسی علل ورشکستگی صنایع غیردولتی و عوامل مؤثر بر آن به کمک الگوی آماری نرخ شکست رقیب به لحاظ قرار داشتن در موقعیت کشورهای در حال توسعه، همچنین به لحاظ آنکه بخش قابل ملاحظه‌ای از مبادلات جهانی را تولیدات صنعتی تشکیل می‌دهد، ضروری به نظر می‌رسد [۲]. علی‌رغم تحقیقات و پژوهش‌های بسیاری که در رابطه با واحدهای صنعتی صورت می‌گیرد تعداد اندکی از این مطالعات به بررسی عوامل مؤثر بر توقف یا تعطیلی واحدهای صنعتی همچنین یافتن احتمال ورشکستگی آن‌ها (چه در سطح ملی و چه در سطح منطقه‌ای) به کمک تحلیل آماری مناسب پرداخته و اکثر یافته‌های موجود در این زمینه به کمک مباحث آمار توصیفی انجام شده است (برای اطلاعات بیشتر به [۲] مراجعه شود). اما از همه مهم‌تر این که طرح سرشماری کارگاه‌های عمومی با نظارت مرکز آمار ایران و سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی در کل کشور و مشابه چنین تحقیقی البته نه از لحاظ تحلیل آماری بلکه در رابطه با برخی مشخصات صنایع، نیز با نظارت سازمان صنایع و معادن استان در مورد واحدهای صنعتی به بهره‌برداری رسیده فعال نیز صورت گرفت که ارائه نتایج این دو سرشماری در دامنه زمانی انجام این پژوهش نمی‌گنجید. و اما در مورد سایر کشورها باید گفت، تحقیقات بسیاری در زمینه صنایع و ورشکستگی آن‌ها صورت می‌گیرد. اما تحقیقی که تحلیل آماری مشابهی را برای بررسی مسألهٔ فوق بکارگرفته باشد، یافت نشد. و اکثر تحقیقات به خصوصیات مربوط به ورشکستگی واحدها تنها از دیدگاه مهندسی صنایع و توجه به شرایط اقتصادی آن کشورها پرداخته است.

نحوه ارائه مطالب پس از مقدمه بدین ترتیب می‌باشد: الگوی نرخ شکست رقیب، که الگوی آماری در

Archive of SID

www.SID.ir

نظر گرفته شده جهت تجزیه و تحلیل مشاهدات جمع‌آوری شده را ارائه می‌دهد، روش کار، که چگونگی جمع‌آوری اطلاعات و برازش الگوی آماری و بحث در خصوص آن‌ها را بیان می‌کند و در نهایت به نتیجه‌گیری حاصل از برازش الگو پرداخته می‌شود.

الگوی نرخ شکست رقیب

همان طور که می‌دانیم در تحلیل یک متغیرهٔ بقا هر فرد در مدت زمان مورد مطالعه دارای یک زمان شکست[1] و یک زمان سانسور[2] است که در نهایت یکی از این دو برای فرد رخ می‌دهد. در صورتی که شخص با شکست مواجه شود، تنها زمان شکست او را ثبت می‌کنند و علت شکست[3] نادیده گرفته می‌شود. در حالی که برای بررسی الگوی نرخ شکست رقیب[4] علاوه بر زمان شکست، علت شکست نیز ثبت می‌شود. برای الگوی نرخ شکست رقیب که در مجموعهٔ تحلیل‌های چند متغیرهٔ بقا قرار می‌گیرد، هر فرد (متناظر با k علت شکست) دارای k زمان شکست فرضی است. برای مثال، در مرگ افراد علت مرگ می‌تواند ناشی از عللی نظیر: سرطان، ناراحتی قلبی، تصادف و غیره باشد. در نهایت زمان شکست یا مرگ هر فرد فقط هنگامی قابل مشاهده است که در رقابت علل فوق یکی از آن‌ها زودتر رخ دهد. در این صورت زمان علت واقع شده به عنوان زمان شکست و عارضهٔ ایجاد کنندهٔ شکست به عنوان علت شکست برای فرد مورد مطالعه ثبت می‌شود. در غیر این صورت فرد سانسور شده است. مشابه تعریف فوق برای واحدهای صنعتی غیردولتی که با ورشکستگی مواجه می‌شوند، نیز صادق است. علل شکست می‌تواند؛ ورشکستگی مالی، کاهش فروش و غیره باشد. اگرچه به طورکلی در هر آزمایشی ممکن است علل شکست به هم وابسته باشند، اما برای پیشگیری از پیچیدگی بیشتر علل شکست را مستقل از هم درنظر می‌گیرند.

فرض کنید مشاهدهٔ iام دارای یک بردار k بعدی از زمان‌های شکست $T_i=(T_{i1},...,T_{ik})$ (هر یک از زمان‌های T_{ij} متناظر با یک علت است) باشد. همچنین T و C زمان‌های شکست و سانسور، و ε نمایانگر علت شکست (فرض می‌شود برای k علت قابل مشاهده است) باشد، کمیت‌های قابل مشاهده برای فرد iام به صورت زیر است:

$$T_i=\min\{T_{i1},...,T_{ik}\} \qquad (۱)$$

$$\varepsilon_i=(\varepsilon_{i1},...,\varepsilon_{ik})=(I(T_{i1}\le T_i),...,I(T_{ik}\le T_i))$$

خطر آنی وقوع شکست هر یک از علت‌ها در یک مقطع زمانی برابر است با [۳ و ۴]

$$\lambda_j(t)=\lim_{\Delta_t\to 0}\left\{\frac{Pr[t\le T\le t+\Delta t, J=j\,|\,T\ge t]}{\Delta_t}\right\} \qquad (۲)$$
$$j=1,...,k$$

و تابع بقای علت jام عبارت است از:

$$S_j(t;Z,\beta)=\exp\{-\Lambda_j(t)\exp(\beta_0' Z)\}$$

وقتی که $\Lambda_j(t)$ تابع اولیهٔ $\lambda_j(t)$ می‌باشد.

احتمال شکست مربوط به هر یک از علت‌ها یا احتمال خام شکست برای علت j ام که آن را تابع توزیع جزیی[5] نیز می‌نامند، بدین ترتیب تعریف می‌شود:

$$F_j(t)=P(T\le t, J=j)$$
$$=\int_0^t \lambda_j(u)S(u)du \qquad (۳)$$

1- Failure Time
2- Censored Time
3- Failure Type
4- Competing risk

5- Partial Distribution Function

Archive of SID

www.SID.ir

که در آن: $S(u)=\exp\{-\int_{0}^{u}(\sum_{j=1}^{k}\lambda_j(x))dx\}$ می‌باشد. در تجزیه و تحلیل بقاء، استانداردترین روش برای الگوبندی داده‌های نرخ شکست رقیب با وجود متغیرهای کمکی، از طریق الگوی خطرهای متناسب[1] صورت می‌گیرد [۵ و۶]. در این مقاله الگوی خطرهای متناسب نیمه‌پارامتری را برای توزیع جزیی ارائه می‌نماییم. سپس با بکارگیری روش‌های برآوردی نظیر؛ تابع درست‌نمایی جزیی و تابع امتیاز وزنی، پارامترهای رگرسیونی را برآورد می‌نماییم. تابع درست‌نمایی جزیی تابع امتیاز وزنی برای داده‌های «راست سانسور» محاسبه می‌شود.

با سانسورهای راست می‌توان از شیوهٔ معکوس احتمال وزن‌های زمان سانسور[2] [۷]، برای برآورد تابعی ناریب با استفاده از امتیاز تابع درست‌نمایی جزیی داده‌های کامل کمک گرفت. برای سادگی بیشتر فرض می‌کنیم زمان‌های سانسور C متغیرهایی تصادفی مستقل از مقادیر T، ε و Z و از توزیع $\Pr(C\geq t)=G(t)$، پیروی می‌کنند. البته باید متذکر شد که معکوس احتمال وزن‌های زمان سانسور را نیز می‌توان به حالتی که C و Z به هم وابسته‌اند، تعمیم داد. برای مثال در صورتی که زمان‌های سانسور به زیرمجموعه‌ای از متغیرهای کمکی وابسته باشد، می‌توان برای هر یک از متغیرهای کمکی وزن‌هایی را به طور جداگانه به روش ناپارامتری برآورد نمود. با وجود متغیرهای کمکی پیوسته، فرض می‌کنیم الگوی خطرهای متناسب(کاکس) فقط در صورت مستقل بودن C و Z برقرار باشد [۸].

در صورتی که چگونگی بقای مشاهدهٔ iام را با $r_i(t)=I(C_i\geq T_i\wedge t)$ نمایش دهیم(علامت $\wedge$ نشان‌دهندهٔ می‌نیمم دو مقدار می‌باشد). آنگاه $r_i(t)=1$، بیان‌گر این نکته است که مقادیر $N_i(t)$ تعداد شکست‌های ناشی از علت jام تا زمان t و $Y_i(t)$ تعداد مشاهداتی است که تا زمان t با شکست مواجه نشده‌اند، برای مشاهداتی که طول عمر آن‌ها بیش از زمان t باشد(سانسور)، قابل محاسبه است. اگرچه $N_i(t)$ و $Y_i(t)$ در حالتی که $r_i(t)=0$، قابل مشاهده نیستند، با این وجود، $r_i(t)N_i(t)$ و $r_i(t)Y_i(t)$ برای $r_i(t)=0/1$ قابل محاسبه‌اند.

امید ریاضی $r_i(t)/G(X_i\wedge t)$، به شرط T_i، ε_i و Z_i برابر یک خواهد بود [۷]. بنابراین در زمان t، وزن وابسته به شخص iام برابر است با:

$$w_i(t)=r_i(t)\hat{G}(t)/\hat{G}(X_i\wedge t)\ .$$

وقتی‌که $\hat{G}(.)$، برآوردگر تابع بقای متغیر تصادفی زمان سانسور به روش کاپلان-مایر[3] [۹]، با مشاهدات $\{X_i,\ 1-\Delta_i,\ i=1,...,n\}$ می‌باشد. حال تابع درست‌نمایی جزیی با وزن‌های معرفی شده برابر است با:

$$U_1(\beta)=\sum_{i=1}^{n}\int_{0}^{\infty}\left\{Z_i(s)-\frac{\sum_j w_j(s)Y_j(s)Z_j(s)\exp\{Z_j^T(s)\beta\}}{\sum_j w_j(s)Y_j(s)\exp\{Z_j^T(s)\beta\}}\right\}\times w_i(s)dN_i(s). \qquad (۴)$$

در صورتی که تنها یک علت شکست وجود داشته باشد، $U_1(\beta)$، تابع امتیاز موضعی[4] الگوی کاکس نامیده می‌شود. زیرا در این حالت $\Delta_i=1$، دلالت بر این دارد که $\varepsilon_i=1$ بوده و در نتیجه:

$$\begin{aligned} w_i(t)Y_i(t)&=I(C_i\geq T_i\wedge t,T_i\geq t)\hat{G}(t)\{\hat{G}(X_i\wedge t)\}^{-1}\\ &=I(X_i\geq t)\hat{G}(t)\{\hat{G}(X_i\wedge t)\}^{-1}\\ &=I(X_i\geq t)\end{aligned}$$

و

$$\begin{aligned} w_i(t)dN_i(t)&=I(C_i\geq T_i\wedge t)d\{I(T_i\leq t)\}\\ &=d\{I(T_i\leq t,\Delta_i=1)\}\end{aligned}$$

1- Prportional Hazards Model
2- Inverse Probability of Censoring Weighting
3- Kaplan-Meier
4- Local Score Function

Archive of SID

www.SID.ir

مشخص کنندهٔ مجموعهٔ خطر و فرآیندهای شمارش شخص iام در دستگاه یک متغیره می‌باشند. $\hat{\beta}$ جواب $U_1(\beta)=0$ برآوردی سازگار برای β_0 است با به‌کارگیری سری تیلور برای $U_1(\beta)$ حول β_0، تقریب ذیل را خواهیم داشت:

$$n^{1/2}(\hat{\beta}-\beta_0)\approx\Omega^{-1}\{n^{-1/2}U_1(\beta_0)\} \qquad (۵)$$

زمانی که Ω^{-1} ماتریس حدی متشکل از مقادیر منفی معکوس ماتریس مشتقات جزیی تابع امتیاز در β_0، می‌باشد. این مقدار برابر است با واریانس ضرایب رگرسیونی سانسور کامل و با حد $n^{-1}d\{U_0(\beta)\}/d\beta$ در β_0 هم‌ارز است. زیرا برای داده‌های با خاصیت سانسور کامل داریم: $I(C_i\geq t)$ که وزن مربوط به آن $r_i(t)G(t)/G(X_i\wedge t)$ همانند امید ریاضی شرطی است که پیش از این معرفی شد. با داده‌های راست-سانسور[1] برآورد سازگار برای Ω، [۱۰] عبارت است از:

$$\hat{\Omega}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left\{\frac{S_1^{(2)}(\hat{\beta},T_i)}{S_1^{(0)}(\hat{\beta},T_i)}-\bar{Z}(\hat{\beta},T_i)^{\otimes 2}\right\}\Delta_i I(\varepsilon_i=1), \qquad (۶)$$

که

$$\bar{Z}(\beta,u)=\frac{S_1^{(1)}(\beta,u)}{S_1^{(0)}(\beta,u)},$$

و

$$S_1^{(p)}(\beta,u)=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}w_i(u)Y_i(u)Z_i(u)^{\otimes p}\exp\{Z_i^T(u)\beta\},$$

رابطهٔ $n^{1/2}U_1(\beta_0)$ را می‌توان به‌صورت مجموع n متغیر تصادفی کمکی و هم‌توزیع به‌گونه‌ای نوشت تا یک توزیع حدی با ماتریس واریانس-کواریانس Σ به دست آید. $\hat{\Sigma}$ کواریانس ماتریس تجربی برآورد شدهٔ سازگار برای Σ را می‌توان به‌صورت زیر نمایش داد؛

$$\hat{\Sigma}=n^{-1}\sum_{i=1}^{n}(\hat{\eta}_i+\hat{\psi}_i)^{\otimes 2}, \qquad (۷)$$

$$\hat{\eta}_i=\int_0^t\left\{Z_i(u)-\frac{\hat{S}_1^{(1)}(\hat{\beta},u)}{\hat{S}_1^{(0)}(\hat{\beta},u)}\right\}w_i(u)d\hat{M}_i^{1}(u),$$

$$\hat{\psi}_i=\int_0^{\infty}\frac{\hat{q}(u)}{\hat{\pi}(u)}d\hat{M}_i^{c}(u),$$

$$\hat{q}(u)=-n^{-1}\sum_{i=1}^{n}\int_0^{\infty}\left\{Z_i(s)-\frac{\hat{S}_1^{(1)}(\hat{\beta},s)}{\hat{S}_1^{(0)}(\hat{\beta},s)}\right\}\times w_i(s)d\hat{M}_i^{1}(s)I(s\geq u\geq X_i),$$

$$\hat{\pi}(u)=n^{-1}\sum_{i=1}^{n}I(X_i\geq u),$$

$$\hat{M}_i^{1}(t)=I(T_i\leq t,\varepsilon_i=1)-\int_0^t\{1-I(T_i<s,\varepsilon_i=1)\}\times\exp\{Z_i^T(s)\hat{\beta}\}d\hat{\Lambda}_0(s),$$

$$\hat{M}_i^{c}(t)=I(X_i\leq t,\Delta_i=0)-\int_0^t I(X_i\geq u)d\hat{\Lambda}^{c}(u),$$

$$\hat{\Lambda}_0(t)=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\int_0^t\frac{1}{S_1^{(0)}(\hat{\beta},u)}w_i(u)dN_i(u),$$

و

$$\hat{\Lambda}^{c}(t)=\int_0^t\frac{\sum_i d\{I(X_i\leq u,\Delta_i=0)\}}{\sum_i I(X_i\geq u)}.$$

در برآورد خطر تجمعی زمان سانسور، $\hat{\Lambda}^{c}(.)$، معمولا از برآوردگر نلسون-آلن[2] [۱۱] و برای برآورد تابع خطر پایه توزیع جزیی، برآوردگر تبدیل‌یافته برسلو[3]، $\hat{\Lambda}_0(.)$، [۱۲] را که به طور یکنوا بر بازهٔ $[0,\tau)$، به خطر پایه توزیع جزیی در احتمال همگرا می‌شود را به کار گرفت. ضمناً τ به گونه‌ای انتخاب می‌شود که $\Pr(X\geq\tau)>0$. بدون حضور متغیرهای کمکی وقتی که همهٔ مشاهدات با شکست مواجه شوند، ثابت می‌شود $1-\exp\{-\hat{\Lambda}_0(.)\}$ به طور مجانبی هم‌ارز با برآوردگر ماکزیمم درست‌نمایی $F_1(0)$، به روش ناپارامتری است [۱۳].

توزیع $n^{1/2}(\hat{\beta}-\beta_0)$، به واسطهٔ توزیع نرمال با واریانس $\hat{\Omega}^{-1}\hat{\Sigma}\hat{\Omega}^{-1}$، تقریب زده می‌شود. از آنجا که در این‌حالت استنباط در مورد اثرات متغیرهای کمکی بر تابع وقوع تجمعی برپایهٔ این نتیجه استوار است، لذا آزمون

1- Right Censoring

2- Elsone and Aalen Estimator
3- Breslow Estimator

Archive of SID
www.SID.ir

اثرات پارامترهای رگرسیونی براساس آزمون نوع-امتیاز[1]، انجام می‌شود. استنباط در مورد پارامترهای دو تابع درستنمایی جزیی و تابع امتیاز وزنی به طور مجانبی هم‌ارز با آزمون‌های والد[2] می‌باشد [۱۳]. برای پیش‌بینی تابع وقوع تجمعی برای یک شخص با متغیر کمکی $Z = z_0$، در زمان t، خطر توزیع جزیی تجمعی با:

$$\hat{\Lambda}_1(t; z_0) = \int_0^t \exp\{z_0^T(u)\hat{\beta}\} d\hat{\Lambda}_{10}(u) \qquad (۸)$$

برآورد می‌شود. مقادیر $\hat{\beta}$ و $\hat{\Lambda}_{10}(t)$ در بخش‌های قبلی ارائه شده است. در این‌صورت تابع وقوع تجمعی پیش‌بینی شده برابر است با:

$$\hat{F}_1(t; z_0) = 1 - \exp\{-\hat{\Lambda}_1(t; z_0)\} \qquad (۹)$$

با سازگار بودن $\hat{\beta}$ برای β_0 و همگرا شدن $\hat{\Lambda}_{10}(t)$ به $\Lambda_{10}(t)$ این اطمینان حاصل می‌شود که $\hat{F}_1(t, z_0)$ نیز به $F_1(t, z_0)$ به طور یکنواخت در احتمال همگرا می‌شود. $n^{1/2}\{\hat{\Lambda}_1(t; z_0)\}$ به‌صورت ضعیف به فرایند گاووسی در بازهٔ $[0, \tau]$ همگرا می‌شود [۱۳].

شیوهٔ گردآوری اطلاعات

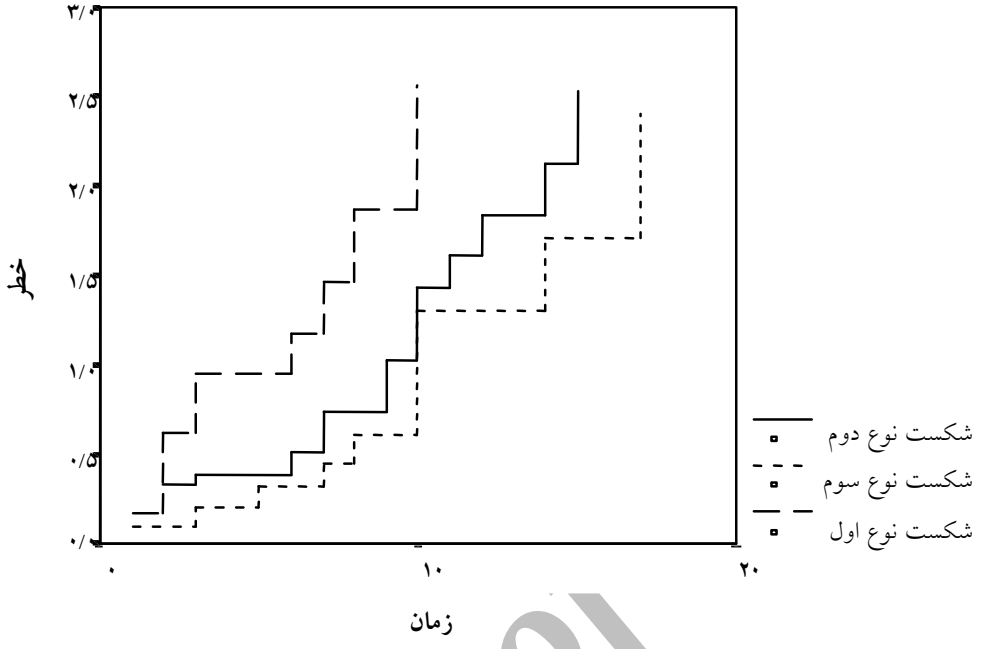
با مراجعه به بخش آمار و انفورماتیک سازمان صنایع و معادن استان خوزستان پرونده‌ای حاوی اطلاعاتی نظیر؛ تعداد کل واحدهای به بهره‌برداری رسیده شهر اهواز و برخی ویژگی‌های آن‌ها از جمله؛ زمان شروع بهره‌برداری یا زمان آغاز به کار واحد صنعتی، آدرس کارخانه، تعداد کارکنان، میزان سرمایه ثابت و میزان سرمایهٔ درگردش واحد در اختیار ما قرار گرفت. اما جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش به اطلاعات بیشتری در خصوص واحدها نیاز بود، که استفاده از پرسش‌نامه برای نمونه انتخابی از واحدهای صنعتی بهترین شیوه جهت تحقق این امر تشخیص داده شد. تنوع و گوناگونی صنایع در بخش‌های مختلف غذایی، شیمیایی و سلولزی، فلزی و کانی غیرفلزی ایجاب می‌نمود متناسب با هر بخش، نمونه‌ای از آن بخش انتخاب گردد(نمونه‌گیری متناسب [۱۴]). علاوه بر این به لحاظ این که تجزیه و تحلیل داده‌های جمع‌آوری شده به کمک الگوی آماری مورد نظر، نیاز به نمونه‌گیری از واحدهای در حال تولید و تعطیل داشت، پس از مشخص نمودن اندازه نمونه مربوط به هر یک از بخش‌های صنعتی، به دلیل مشخص نبودن تعداد کل واحدهای تعطیل شده، همچنین عدم امکان دسترسی به اطلاعات برخی از این واحدها، نمونه‌گیری از این واحدها به شیوهٔ انتخاب کنترل شده [۱۵]، انجام شد. در نهایت به کمک شیوه‌های نمونه‌گیری نامبرده، تعداد ۲۰۶ پرسش‌نامه از واحدهای صنعتی به بهره‌برداری رسیده شهر اهواز جمع‌آوری شد. مقطع زمانی مورد بررسی، بدو تأسیس سازمان صنایع و معادن استان خوزستان و صدور مجوز بهره‌برداری توسط این سازمان تا پایان مهر ماه سال ۱۳۸۱ در نظر گرفته شده است.

به لحاظ آن که شناسایی علل شکست در بررسی الگوی نرخ شکست رقیب اهمیت بسزایی دارد، پس از مطالعه و تحقیق مشخص شد، در پژوهشی از سوی متخصصان سازمان صنایع و معادن استان علل ورشکستگی واحدهای صنعتی غیردولتی به پنج مورد دسته‌بندی شده‌اند، که اطلاعات به دست آمده در نمونه انتخابی، تنها ورشکستگی‌های ناشی از سه عامل: ۱- مشکلات مدیریتی، ۲- مشکلات مالی و ۳- مشکلات ناشی ازکاهش فروش، را دربرداشت. نمودار ۱ تابع خطر هر یک از این سه علت را در برابر گذشت زمان برای نمونه انتخابی نشان می‌دهد.

1- Score-type Tests
2- Wald Tests

Archive of SID

www.SID.ir



نمودار ۱- خطر ناشی از سه علت ورشکستگی

پس از جمع‌آوری مشاهدات، متغیرها به دو دسته پاسخ و کمکی تقسیم شدند. متغیر پاسخ، عبارت از مدت زمان فعالیت یا اشتغال به تولید کارگاه‌ها می‌باشد. متغیرهای کمکی خود به چند دسته تقسیم می‌شوند؛ ۱- *مشخصات مدیران واحدها* که شامل خصوصیاتی نظیر؛ سن مدیران واحدها، زن یا مرد بودن آن‌ها، میزان تحصیلات، میزان تجربهٔ آن‌ها در رابطه با صنایع و نیز در رابطه با شغل فعلی‌شان و بومی و غیر بومی بودن مدیران است؛ ۲- *مشخصات کارگاه* که شامل مواردی نظیر؛ نوع مالکیت واحد، وضعیت مالکیت واحد، میزان سرمایه‌های ثابت و در گردش، مکان خریداری مواد اولیه و ماشین‌آلات مورد نیاز واحد و گواهینامهٔ استاندارد می‌باشد و ۳- مشخصات مرتبط با بازار و وضعیت اقتصادی که متغیرهایی نظیر وجود کالای جایگزین، رقبا، فعالیت کارگاه‌های غیرمجاز، موانع مربوط به فروش و صدور کالا، وضعیت و قیمت مواد اولیه در بازار، نیاز به وام، اخذ وام و معضل نقدینگی را در برمی‌گیرد.

به لحاظ آن که برای بررسی هر یک از فرضیه‌ها به کمک روش نیمه‌پارامتری کاکس، یافتن فاکتورهای مؤثر بر ورشکستگی واحدها، باید برای تک تک علل تعطیلی فوق‌الذکر به طور جداگانه تکرار شود، به همین دلیل از نام بردن هر یک از علل تعطیلی واحدهای صنعتی شهر اهواز در فرضیه‌ها خودداری نمودیم. فرضیه‌های مطرح شده برای انجام بررسی به‌صورت ذیل می‌باشند:

۱- به نظر می‌رسد خصوصیات مدیران واحدها مانند؛ جنسیت، سن، میزان تحصیلات، تجربه و تخصص و همچنین وضعیت استقرار مدیران بر تعطیل شدن واحدها تأثیر معنی‌داری دارد.

۲- به نظر می‌رسد مشخصات واحدهای صنعتی نظیر وضعیت مالکیت، نوع مالکیت، میزان سرمایه‌های

Archive of SID

www.SID.ir

ثابت و در گردش بر تعطیل شدن واحدها تأثیر معنی‌داری دارد.

۳- به نظر می‌رسد خصوصیات مرتبط با بازار و وضعیت اقتصادی نظیر؛ قیمت مواد اولیه و ماشین‌آلات همچنین محل خریداری آن‌ها، نقدینگی، دریافت تسهیلات مالی، وجود کالای غیرمجاز، جایگزین و رقبا، معضل فروش کالا، معضل ماشین‌آلات، محدودیت‌های صدورکالا، نحوهٔ فروش کالا و شیوهٔ تبلیغ برای فروش کالا بر تعطیل شدن واحدهای غیردولتی مؤثر باشند.

تجزیه و تحلیل و آزمون فرضیه‌های فوق به کمک نرم‌افزارهای *Spss* و *Splus* صورت گرفت. به لحاظ آن که برنامهٔ نوشته شده برای تجزیه و تحلیل داده‌ها تحت نرم‌افزار *Splus* قابلیت جداسازی رده‌های متغیرهای رسته‌ای را به صورت ردهٔ مرجع و رده‌های قابل مقایسه با ردهٔ مذکور را در تحلیل داده‌ها نداشت، ناچار به تفکیک رده‌های اینگونه متغیرها بودیم. بدین ترتیب که به رده‌های متغیرهای رسته‌ای با دو گزینه، یک ستون که به یک گزینه مقدار یک و به گزینهٔ مرجع مقدار صفر می‌داد اختصاص داده شد، در صورتی‌که برای متغیرهای رسته‌ای با بیش از دو گزینه به هر گزینه یک ستون با مقادیر صفر و یک اختصاص داده شد. در این حالت فقط ستون‌های گزینه‌های مورد مقایسه با ردهٔ مرجع وارد الگوی تحلیلی داده‌ها شد و ستون مربوط به ردهٔ مرجع به عنوان ردهٔ با سطح صفر وارد تحلیل نمی‌شد. سایر متغیرها به عنوان متغیرهای پیوسته وارد الگوی مورد بررسی شده‌اند.

تحلیل اطلاعات

برای پیدا کردن عوامل مؤثر بر احتمال ورشکستگی هر یک از سه علت شکست مورد مطالعه به کمک الگوی کاکس، طبق روش انتخاب پیشرو [۱۶]، بدین ترتیب برازش صورت گرفت؛ ابتدا اثر تک تک متغیرهای کمکی بر مشکلات مدیریتی را بررسی نموده، پس از مشخص شدن عوامل مؤثر و کنار گذاشتن متغیرهای بی اثر، عواملی که در مرحله قبل(به طور جداگانه) بر مشکلات مدیریتی مؤثر واقع شده‌اند را همزمان در یک الگوی نهایی مورد ارزیابی قرار می‌دهیم. برای دو علت دیگر، یعنی مشکلات مالی و کاهش فروش نیز به همین شیوه، الگوی کاکس برازش شد. نتایج حاصل به تفکیک هر یک از علل در ذیل آمده است:

الف: مشکلات مدیریتی(شکست نوع اول)

همان گونه که در جدول ۱ آمده، عوامل اثرگذار بر احتمال ورشکستگی از نوع مشکلات مدیریتی به عنوان شکست نوع اول متغیرهای پیوستهٔ سن مدیران، تجربهٔ تخصصی مدیران، سرمایهٔ ثابت(سرمایه اولیهٔ واحدها قبل از بهره‌برداری) و متغیر گسستهٔ دریافت تسهیلات بانکی می باشند. که برخی از آن‌ها تأثیر مثبت در کاهش احتمال ورشکستگی از نوع مدیریتی داشته و برخی تأثیر عکس دارند. به طور مثال مؤثر واقع شدن سن مدیران واحدها بیانگر این امر است که با افزایش سن، تجربهٔ کاری مدیران واحدها افزایش می‌یابد، در نتیجه احتمال ورشکستگی از این نوع پایین می‌آید(ضریب منفی). تخصص مرتبط مدیران با صنایعی که مدیریت آن‌ها را به عهده دارند، به عنوان دومین فاکتور مؤثر، ریسک ورشکستگی واحد صنعتی را کاهش می‌دهد(در سطح معنی‌داری ۰/۰۷۲). همچنین به ازای دریافت تسهیلات مالی(وام‌های بانکی و تبصره‌ای) ۲/۳ توسط واحد صنعتی برابر از مشکلات مدیریتی واحدهای غیردولتی کاسته می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱- برازش الگوی کاکس به توزیع جزیی شکست نوع اول(کلیهٔ مشاهدات)

متغیرهای کمکی	رده‌ها	ضرایب	خطای استاندارد	P- مقدار
سن*	–	-۰/۰۵۸۴۱	۰/۰۲۳۶۳	۰/۰۱۳۰۰
تجربهٔ مدیران	–	-۰/۰۰۱۴۸	۰/۳۸۳۲۰	۰/۹۹۹۹۹
تجربهٔ تخصصی	–	-۰/۷۱۹۷۰	۰/۲۶۷۷۰	۰/۰۷۲۰۰
نیاز به وام	بلی	-۰/۳۲۲۴۰	۰/۸۱۶۴۰	۰/۶۹۰۰۰
	خیر	–	–	–
تسهیلات مالی*	بلی	-۲/۲۸۳۰۰	۱/۰۵۸۰۰	۰/۰۳۱۰۰
	خیر	–	–	–
معضل نقدینگی	بلی	-۰/۶۶۲۲۰	۰/۸۴۱۶۰	۰/۴۳۰۰۰
	خیر	–	–	–
سرمایهٔ ثابت**	–	۰/۰۰۰۲۲	۰/۰۰۰۰۷	۰/۰۰۰۸۷

(* معنی‌دار در سطح ۰/۰۵)

(** معنی‌دار در سطح ۰/۰۱)

همچنین مشاهده می‌شود بالا بودن سرمایهٔ ثابت در ابتدای بهره‌برداری وقتی‌که کارگاه با مشکل مدیریتی درگیر است، نمی‌تواند از ورشکستگی واحد صنعتی جلوگیری کند. سرمایهٔ ثابت، سرمایه‌گذاری اولیهٔ مؤسسان یا مدیران برای گرفتن مجوز بهره‌برداری از سازمان صنایع است. معضل ورشکستگی کارگاه‌هایی که با مشکل مدیریتی مواجه هستند را حتی با سرمایهٔ ثابت بالا نیز نمی‌توان کاهش داد.

ب: مشکلات مالی(شکست نوع دوم)

متغیرهای گسستهٔ معضل نقدینگی واحدهای صنعتی، محل خریداری مواد اولیه، معضل ماشین‌آلات و موانع فروش از جمله عوامل مؤثر بر ورشکستگی مالی واحدهای صنعتی شهر اهواز هستند و همان گونه که در [۱۷] آمده است، عوامل فوق از جمله موانع تولید صنایع کوچک می‌باشد. طبق جدول ۲، صنایع غیردولتی که دچار معضل نقدینگی برای تامین سرمایهٔ در گردش خود هستند، ۱/۸۶ برابر بیشتر از واحدهایی که این معضل را ندارند با ورشکستگی مالی مواجه می‌شوند.

جدول ۲- برازش الگوی کاکس به توزیع جزیی شکست نوع دوم

متغیرهای کمکی	رده‌ها	ضرایب	خطای استاندارد	P- مقدار
سن	–	۰/۰۰۲۶۹	۰/۰۲۸۱۹	۰/۹۲۰۰۰
تحصیلات	ابتدایی	–	–	–
	تا دورهٔ راهنمایی	-۰/۸۱۸۰۰	۰/۹۸۳۷۰	۰/۴۱۰۰۰
	دیپلم	۰/۰۱۹۷۳	۰/۸۶۰۳۰	۰/۹۸۰۰۰
	دانشگاهی	۰/۳۳۹۸۰	۱/۱۹۶۰۰	۰/۷۸۰۰۰
تجربهٔ مدیران	–	-۰/۰۵۵۲۸	۰/۳۶۴۲۰	۰/۸۸۰۰۰
تجربهٔ تخصصی	–	-۰/۴۲۳۵۰	۰/۳۵۵۵۰	۰/۲۳۰۰۰
وضعیت مالکیت	تحت مالکیت کارگاه	۰/۴۴۶۷۰	۱/۱۵۳۰۰	۰/۷۰۰۰۰
	استیجاری	۰/۷۶۱۸۰	۱/۰۶۶۰۰	۰/۴۷۰۰۰
	شهرک صنعتی	–	–	–
معضل نقدینگی	بلی*	۱/۸۶۷۰۰	۰/۸۸۲۵۰	۰/۰۳۴۰۰
	خیر	–	–	–
مواد اولیه	کمیاب	–	–	–
	مناسب	-۰/۴۵۲۱۰	۰/۸۶۲۴۰	۰/۶۰۰۰۰
خرید ماشین‌آلات	خوزستان	–	–	–
	استان‌های دیگر	۱/۴۱۲۰۰	۰/۷۴۴۷۰	۰/۰۵۸۰۰
معضل ماشین‌آلات	مشکل فنی	۰/۲۸۸۸۰	۰/۸۴۶۶۰	۰/۷۳۰۰۰
	خدمات پس از فروش	۰/۲۶۴۶۰	۰/۸۲۲۵۰	۰/۷۵۰۰۰
	عدم تحویل به موقع**	۵/۵۹۷۰۰	۱/۴۳۵۰۰	۰/۰۰۰۰۹
	سایر موارد	-۱/۰۹۲۰۰	۰/۸۹۰۸۰	۰/۲۲۰۰۰
	ندارد	–	–	–
معضل فروش کالا	کاهش تولید**	۲/۰۲۱۰۰	۰/۸۴۹۵۰	۰/۰۱۷۰۰
	کیفیت نامطلوب**	۳/۲۴۰۰۰	۱/۰۰۶۰۰	۰/۰۰۱۳۰
	بالا بودن قیمت	۱/۲۴۹۰۰	۱/۲۴۱۰۰	۰/۳۱۰۰۰
	نداشتن شناخت**	۲/۷۸۶۰۰	۱/۰۴۲۰۰	۰/۰۰۷۵۰
	سایر موارد	۰/۹۵۵۱۰	۰/۷۲۲۴۰	۰/۱۹۰۰۰
	ندارد	–	–	–
تبلیغات	نمایشگاه‌ها	-۱/۲۰۹۰۰	۰/۹۲۶۸۰	۰/۱۹۰۰۰
	بازاریاب	-۰/۷۵۳۰۰	۱/۲۹۴۰۰	۰/۵۶۰۰۰
	سایر موارد	-۰/۵۳۱۶۰	۰/۸۹۲۷۰	۰/۵۵۰۰۰
	ندارد	–	–	–

(* معنی‌دار در سطح ۰/۰۵)

(** معنی‌دار در سطح ۰/۰۱)

Archive of SID

www.SID.ir

همچنین واحدهای صنعتی که مواد خام مورد نیاز تولید آن‌ها از استان‌هایی غیر از استان خوزستان تهیه و خریداری می‌شود، ۴/۵ برابر بیشتر از واحدهایی که مواد خام مورد نیازشان درون استان مهیا می‌باشد، در معرض ورشکستگی مالی قرار می‌گیرند. معضل فروش کالاها و محصولات تولیدی از جمله فاکتورهای مؤثر بر ورشکستگی مالی به شمار می‌آید. با توجه به ضرایب مثبت این متغیر می‌توان گفت واحدهای صنعتی که به هر یک از موارد کاهش تولید، کیفیت نامطلوب، و نداشتن شناخت کافی به بازار دچار می‌شوند نسبت به واحدهایی که هیچگونه مانعی برای فروش کالاهای خود ندارند با سرعت بیشتری در آستانهٔ ورشکستگی مالی قرار می‌گیرند. این افزایش برای موارد فوق به ترتیب ۲/۰۲، ۳/۲۴ و ۲/۷۸ برابر می‌باشد. اما در بین این گزینه‌ها کیفیت نامطلوب و نداشتن شناخت کافی به بازار بیش از سایر موارد موقعیت مالی واحدهای غیر دولتی را به خطر می‌اندازند.

در الگوی مربوط به ورشکستگی مالی واحدهای صنعتی(جدول ۲)، ورشکستگی مالی برای واحدهایی که با معضل عدم تحویل به موقع برخی ماشین‌آلات مورد نیاز مواجه هستند، ۵/۶ برابر بیش از واحدهایی است که در این خصوص با مشکلی مواجه نمی‌باشند. چنین برمی‌آید عدم اطمینان مالی واحدهایی که با معضل فوق مواجه هستند بسیار بالا است. در حالی که گزینه‌هایی نظیر مشکلات فنی و خدمات پس از فروش ماشین‌آلات تولیدی تأثیری بر کاهش یا افزایش شانس ورشکستگی مالی واحدها ندارند. این در حالی است که مواردی نظیر؛ فرسودگی و استهلاک ماشین‌آلات که در گزینه سایر موارد گنجانده شده‌اند در مقایسه با واحدهایی که هیچ‌گونه معضلی از این بابت ندارند دو برابر بیشتر با ورشکستگی مالی مواجه می‌شوند. در این نوع شکست هر چند متغیرهای تجربه و تخصص مدیران معنی‌دار نشده است، اما ضرایب این متغیرها در جدول ۲ بیان‌گر این امر است که تجربه تحت هر عنوان باعث کاهش احتمال ورشکستگی واحدهای صنعتی می‌گردد.

ج: مشکلات کاهش فروش (شکست نوع سوم)

جدول ۳ بیان‌گر این امر است که متغیرهای سن مدیران، تجربهٔ مدیران و نیاز به وام و قیمت مواد اولیه بر ورشکستگی ناشی از کاهش فروش، تأثیرگذار هستند. مدیران مسن و با تخصص با مشکلات مربوط به فروش کمتری مواجه هستند.

پاسخ خیر در متغیر دریافت وام با دو ردهٔ بلی و خیر به عنوان ردهٔ مرجع اتخاذ شده است. طبق نتایجی که در جدول ۳ به دست آمد، مشخص شد که رابطهٔ معکوسی بین دریافت تسهیلات مالی(بانکی و تبصره‌ایی) و تعطیلی ناشی از کاهش فروش وجود دارد. واحدهای صنعتی دریافت کننده تسهیلات مالی۱/۴ برابر کمتر از واحدهایی که از این تسهیلات استفاده نکرده‌اند با مشکلات کاهش فروش مواجه می‌شوند. گزینهٔ گران در متغیر گسسته‌ی قیمت مواد اولیه که به طورکلی شامل رده‌های: مناسب، گران و متغیر بوده است، به عنوان ردهٔ مرجع اختیار شد(ردهٔ مناسب هیچ واحدی را شامل نبوده است).

ملاحظه می‌شود متغیر بودن قیمت مواد اولیه نسبت به گران بودن آن ۱/۹ برابر بیشتر واحد را در معرض انحلال ناشی از کاهش فروش قرار می‌دهد. توجه به اینکه از تغییرات قیمت مواد اولیه صنایع در بازار به عنوان یکی از عوامل محیطی اثرگذار بر برنامه‌ریزی بازاریابی واحدها نام برده شده است [۱۷]، شاید بتوان گفت که گاه این تغییرات و نوسانات روند فعالیت

Archive of SID

www.SID.ir

واحدها را تهدید و منجر بـه تعطیلـی واحـدهای صـنعتی می‌شود (جدول ۳). بنابراین بـرای برنامـه‌ریـزی تولیـد و بازاریابی وجود ثبات در قیمت‌ها در هر سـطحی بهتـر از متغیر بودن آن است.

جدول ۳- برآورد پارامترها به توزیع جزیی شکست نوع سوم

متغیرهای کمکی	رده‌ها	ضرایب	خطای استاندارد	P-مقدار
سن	-	-۰/۰۴۲۱۸	۰/۰۲۵۴۶	۰/۰۹۸۰۰
تجربهٔ تخصصی*	-	-۰/۴۷۸۰۰	۰/۲۴۳۴۰	۰/۰۵۰۰۰
تسهیلات مالی*	بلی	-۱/۳۸۰۰۰	۰/۶۷۲۵۰	۰/۰۴۰۰۰
	خیر	-	-	-
قیمت مواد اولیه*	گران	-	-	-
	متغیر	۱/۸۸۳۰	۰/۷۴۹۷۰	۰/۰۱۲۰۰

(* معنی‌دار در سطح ۰/۰۵)

نتیجه‌گیری

به عنوان یک نتیجه‌گیری کلی می‌توان گفت تنهـا عوامـل مشترک در کاهش میزان ورشکستگی واحدها در سه علت شکست مورد بررسـی سـن و تجربـهٔ کلـی و تخصـصی مـدیران اسـت. اگرچـه ایـن دو متغیـر در بعـضی مـوارد معنی‌دار نبوده‌اند، اما ضرایب منفـی آن‌هـا حکایـت از آن دارد کـه عملکـرد مـدیران مـسن و مجـرب در کـاهش مشکلات واحدهای صنعتی مؤثرتر از سـایر مـوارد مـورد بررسی بوده است.همچنین ثبات قیمت مواد اولیه از جمله عواملی است که مدیران واحدها به دلایلی که پیش از این گفتـه شـد خواهـان آن هـستند. کـاهش تولیـد، کیفیـت نامطلوب کالاها، نداشتن شناخت کافی به وضعیت بازار از جمله عواملی هستند که واحدهای صنعتی را که با مشکل فروش کالاها درگیر می‌باشند، را بـا سـرعت بیـشتری بـه ورشکستگی مالی می‌کشانند. دریافت تسهیلات مـالی نیـز در جلوگیری از ورشکستگی کارگـاه‌هـا مـؤثر مـی‌باشـد. بنابراین دولت می‌تواند با حمایت مـالی(اعطـای وام‌هـای مختلف) از مدیران با تجربه صـنایع خـصوصی و تثبیـت قیمت مواد اولیه، ریسک ورشکستگی صنایع خصوصی را کاهش دهد و باعث شکوفایی صنایع در بخش خصوصی گردد.

مراجع

[۱] بدرطالع، سیدمحمد، تجهیز بخش خصوصی برای توسعهٔ تکنولوژی در کشورهای در حال توسعه، پژوهشکدهٔ مطالعات و تحقیقات تکنولوژی تهران، آذر ماه(۱۳۷۴).

[۲] دلگرم، لیلا، بررسی ورشکستگی صنایع غیردولتی شهر اهواز به کمک الگوی آماری نرخ شکست رقیب، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، گروه آمار، دانشگاه شهید چمران اهواز، شهریور ماه (۱۳۸۲).

Archive of SID

www.SID.ir

[3] Kalbfleisch, J.D., and Prentice, R.L. *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, New York: Wiley, (1980).

[4] Lawless, J.F., "*Statistical Models and Methods for Lifetimw Data*" New York: Wiley, (1982).

[5] Larson, M.G., "Covariate Analysis of Competing Risks Models with Log-Linear Models," *Biometrics*, 40 (1984) 459-469.

[6] Prentice, R.L., Kalbfleisch, J.D., Peterson, A.V., Flournoy, N., Farewell, V.T. and Breslow, N.E., "The Analysis of Failure Times in the Presence of Competing Risks," *Biometrics*, 34 (1978) 541-554.

[7] Robins, J.M. and Rotnitzky, A., "Recovery of Information and Adjustment for Dependent Censoring Using Surrogate Markers," in *AIDS Epidemiology-Methodological Issues*, eds. N. Jewell, K. Dietz, and V. Farewell, Boston: Birkhauser, (1992) 24-33.

[8] Cox, D.R. "Regression Models and Life Tables" (with discusstion), *Journal of the Royal Statistical Society*, Ser. B, 34 (1972) 187-220.

[9] Kaplan, E.L. and Meier, P., "Nonparametric Estimation from Incomplete Observations," *Journal of the American Statistical Association*, 53 (1958) 457-481.

[10] Nelson, W.B., "Theory and Application of Hazard Plotting for Censored Failure Data," *Technometrics*, 14 (1972) 945-965.

[11] Breslow, N.E., "Covariance Analysis of Censored Survival Data," *Biometrics*, 30 (1974) 89-99.

[12] Pepe, M.S., "Inference for Events with Dependent Risks in Multiple Endpoint Studies," *Journal of the American Statistical Association*, 86 (1991) 770-778.

[13] Fine, J.P. and Gray, R.J., "A Proprotional Hazard Model for the Subdistribution of a Competing risk," *Journal of the American Statistical Association*, 94 (1999) 496-508.

[14] Cochran, G., *Sampling Techniques*, New York: Wiley. (1977).

[15] Goodman, R. and Kish, L., "Controlled Selection- A Technique in Probability Sampling," *Journal of the American Statistical Association*, 53 (1950) 491-508.

[۱۶] کاظم‌نژاد، انوشیروان، *تحلیل بقای کاربردی*، تألیف: پرفسور چپ، تی، لی، تهران، دانشگاه تربیت مدرس، (۱۳۸۰).

[۱۷] میری، عبدالرضا، فصل‌نامهٔ دانش و مدیریت دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران، پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، ۱۳۷۵، شماره‌های ۳۳ و ۳۴.

Archive of SID

www.SID.ir