certain à priori. Par conséquent, nous avons la possibilité de calculer tous les coefficients de corrélation à priori pour ce cas. Nous avons trouvé que la liaison entre $X_i^{(0)}$ et $X_i^{(1)}$, conjointemant avec $X_i^{(2)}$, s'exprime par la formule [32].

Il résulte de cette dernière formule que, pour la série № 0,

$$\bar{X}_i = X_i^{(1)} + X_i^{(2)}$$

Afin d'apprécier jusqu'à quelle mesure la grandeur $\bar{x}_i$ se rappoche de la véritable grandeur $X_i^{(0)}$, nous utilisons le coefficient de la corrélation multiple $r_{0 \cdot 12}$.

On trouve par [49]:

$$r_{0 \cdot 12} = \sqrt{\frac{2}{3}}$$

La même grandeur peut s'obtenir, bien entendu, en corréliant directement (U + W) avec (U + W + T).

Pour la série № 1 nous trouvons par [33]

$$\bar{X}_i = \frac{1}{2} X_i^{(0)} - \frac{1}{2} X_i^{(2)}$$

Le coefficient multiple de corrélation nous fournit une mesure à cet effet, pour autant que le nouveau $\bar{X}_i$ se rapproche de $X_i^{(1)}$.

Dans ce cas on aurait obtenu:

$$r_{1 \cdot 02} = \sqrt{\frac{1}{2}}$$

La valeur moindre de r montre qu'on a ici une approximation pire que celle de la série № 0

Deuxième exemple *). Il y a certaines raisons qui faisaient supposer que l'indice des prix de gros en Bulgarie pour la période de juillet 1924 à février 1930 se trouvât sous la forte influence de la quantité totale d'argent circulant dans le pays pendant les mois précédant immédiatement l'indice. Par conséquent on peut écrire l'égalité hypothétique suivante:

$$P_i = b_{01}\, M_{i-1} + b_{02}\, M_{i-2} + b_{03}\, M_{i-3} + \dots + E_i$$

où P_i (c.-à-d. X_i^0) désigne l'indice pendant le i-me mois, libéré de la composante accidentelle et saisonnière; M_{i-1} (c.-à-d. $X_i^{(1)}$) — la quantité d'argent ayant circulé pendant le $(i-1)$-me mois précédent; M_{i-2} (c.-à-d. $X_i^{(2)}$) — la quantité d'argent ayant circulé avant deux mois, c.-à-d. pendant le $(i-2)$-me mois, etc. Les quantités d'argent sont également, si possible, libérées de l'influence de la composante accidentelle et saisonnière.

Nous nous bornerons d'établir la liaison entre P_i et les trois mois précédents.

Les coefficients r' et β' prennent, du reste, les valeurs suivantes;

$$r'_{01} = +0{\cdot}85, \quad \beta'_{01 \cdot 23} = +0{\cdot}44, \quad r'_{12} = +0{\cdot}95$$
$$r'_{02} = +0{\cdot}85, \quad \beta'_{02 \cdot 13} = +0{\cdot}30, \quad r'_{13} = +0{\cdot}90$$
$$r'_{03} = +0{\cdot}82, \quad \beta'_{03 \cdot 12} = +0{\cdot}14, \quad r'_{23} = +0{\cdot}95$$

L'application de la formule [50] fournit:

$$\bar{P}_i = 0{\cdot}261\, M_{i-1} + 0{\cdot}178\, M_{i-2} + 0{\cdot}083\, M_{i-3} + 859{\cdot}08$$

*) Cet exemple est emprunté à notre article déjà cité: „Ist die Quantitätstheorie statistich nachweisbar?" où le lecteur peut trouver tous les détails des évaluations, de même que la théorie générale de ce cas.

On se demande toujours comment mesurer l'intensité de la liaison entre $\bar{P}_i$ qui est calculé et P_i qui est observé en fait? L'intérêt porté à la question ainsi posée se renforce par le fait que la formule relative à $\bar{P}_i$ fournit la possibilité d'une certaine *prévisibilité* quant au niveau général des prix au -moins pour un mois à l'avance. La réponse à cette question est donnée par le calcul du coefficient multiple de corrélation (dans notre cas, de son approximation empirique) d'après les formules [39] et [48], ou bien par celui de la mesure H d'après la formule [42].

La formule [39] donne $r'_{0 \cdot 123} = +0{\cdot}8620$,
la formule [48] donne $r'_{0 \cdot 123} = +0{\cdot}8624$,
la formule [42] donne $H' = +0{\cdot}8629$.

On voit que les résultats des trois formules sont très voisins, ce qui indique que les 86% environ des variations de l'indice peuvent s'expliquer par les oscillations de la quantité d'argent ayant circulé dans le pays au cours des trois mois précédents — une conclusion qui n'est pas sans susciter de l'intérêt chez l'économiste.

La formule [48] fournit:

$$r_{0 \cdot 123} = +0{\cdot}8624 = \sqrt{0{\cdot}3740 + 0{\cdot}2550 + 0{\cdot}1148}$$

où le nombre 0·3740 mesure toute l'influence sur la grandeur de l'indice, exercée par les fluctuations de la quantité d'argent ayant circulé pendant le premier [$(i-1)$-ème] mois précédent. Le nombre 0·2550 exprime l'influence du deuxième [$(i-2)$-ème] mois précédent. Enfin, le nombre 0·1148 se rapporte à l'influence du troisième [$(i-3)$-ème] mois précédent. Ainsi, le premier mois précédent a la plus grande influence, tandis que le dernier mois précédent exerce la plus petite influence (trois fois moindre que celle du premier mois).

Il est à supposer que l'influence de la circulation monétaire au cours des mois plus lointains est beaucoup plus faible.

Appendice

Il est bien notoire (comparer Tchouproff, Grundbegriffe, page 52, et Darmois, Statistique mathématique, pages 198—199) que le rapport de corrélation à priori est donné par la formule suivante:

$$\eta^2_{y/x} = \frac{1}{\mu_{o/2}} \sum_i p_{i/\cdot} \left[m^{(i)}_{\cdot/1} - m_{o/1} \right]^2 =$$
$$= 1 - \frac{1}{\mu_{o/2}} \sum_i p_{i/\cdot}\, \mu^{(i)}_{\cdot/2}$$

Ici $\mu_{o/2} = E\,(Y - E\,Y)^2$; $p_{i/\cdot}$ est la probabilité pour que la variable X prenne la valeur X_i; $m^{(i)}_{\cdot/1} = \sum_i p^{(i)}_{\cdot/j} Y_j$, où $p^{(i)}_{\cdot/j}$ désigne la probabilité mathématique conditionnelle pour que la variable Y prenne la valeur Y_j, à condition que la variable X eût pris la valeur X_i; $m_{o/1} = E\,Y$; $\mu^{(i)}_{\cdot/2} = \sum_i p^{(i)}_{\cdot/j} \left[Y_j - m^{(i)}_{\cdot/1} \right]^2$.