

АСИМПТОТИЧЕСКИЙ ПОДХОД К РЕШЕНИЮ ЗАДАЧИ КОММИВОЯЖЕРА

Э.Х.Гимади, В.А.Перепелица

§ I. Введение

Приведем математическую постановку задачи коммивояжера в том виде, как она была сформулирована еще в 1934 г. Х.Уитни /1/. Для заданной системы вещественных чисел a_{ij} , $i, j = 1, 2, \dots, n$, требуется найти перестановку $\pi = (i_1, i_2, i_3, \dots, i_n)$ целых чисел $1, 2, \dots, n$, при которой величина $a_{i_1 i_2} + a_{i_2 i_3} + \dots + a_{i_{n-1} i_n}$ достигает минимума. Точнее, требуется найти достаточно эффективный метод, позволяющий среди $(n-1)!$ возможных перестановок π найти минимизирующую.

Существующие точные методы решения этой задачи /применение принципа динамического программирования /2/, /3/, метод ветвей и границ /4/, метод последовательного анализа и отсеивания вариантов /5/ и другие специальные методы, например, /6/ / в общем случае не избавляют от перебора, объем которого растет по экспоненте $C^n, C \geq 2$, с ростом размерности n задачи. Реализация указанных методов практически не выполнима при n , превышающем 35 - 40; к настоящему времени для таких n известны лишь единичные примеры решенных конкретных задач коммивояжера /II/. Поэтому эффективными методами будем считать алгоритмы, трудоемкость которых оценивается сверхкубической функцией от n .

Определенные успехи в построении эффективных методов решения задачи коммивояжера достигнуты при наложении специальных ограничений на общую постановку задачи /7/ - /II/. Так, например, в работе /9/ обоснован алгоритм трудоемкости $O(n^2)$ операций для решения задачи коммивояжера в предположении, что элементы $n \times n$ - матрицы $A = \|a_{ij}\|$ представлены в виде $a_{ij} = \max(\alpha_i, \beta_j - \alpha_i)$, $i, j = 1, 2, \dots, n$, что эквивалентно задаче с $a_{ij} = \max(\alpha_i, \beta_j)$. Аналогичные достижения получены в предположении $a_{ij} = \alpha_i \beta_j$, $i, j = 1, 2, \dots, n$, и при условии, что последовательности α_i и β_j обладают определенными свойствами /7/ - /8/.

Приведенные выше соображения могут служить оправданием для появления ряда приближенных методов. Наибольшую ценность представляют такие из них, которые, во-первых, достаточно просты в вычислительном отношении, и, во-вторых, позволяют оценивать точность полученного решения. В этом отношении большой интерес представляют так называемые статистически эффективные алгоритмы //12/, стр.507; /14// - /15//, применение которых почти всегда приводит либо к точному решению, либо к решению, которое незначительно отличается от точного, и трудоемкость алгоритма которого сравнительно невелика /например, сравнима с трудоем-

костью записи исходной информации о задаче/. К одной из первых работ такого рода по задаче коммивояжера можно отнести работу /13/.

Из постановки задачи следует, что исходная информация о задаче коммивояжера может быть представлена в виде $n \times n$ -матрицы $A = \|a_{ij}\|$. В связи с этим трудоемкость записи этой исходной информации составляет $O(n^2)$ операций. Введем понятие асимптотически оптимального алгоритма для определенного класса задач. Пусть \mathcal{A} - класс квадратных матриц, состоящий из множеств $\mathcal{A}_n = \{A\}$ числовых матриц размерности $n \times n$, $n = 1, 2, \dots$. Будем говорить о задаче нахождения минимального значения \mathcal{L} целевой функции задачи коммивояжера, зависящей от матрицы $A \in \mathcal{A}_n$ и определенной на множестве перестановок. Обозначим через \mathcal{L}_A численное значение решения задачи коммивояжера для фиксированной матрицы $A \in \mathcal{A}_n$, полученное с помощью некоторого алгоритма \mathcal{A} ; очевидно, $\mathcal{L}_A \geq \mathcal{L}$. В общем случае \mathcal{A}_n является вероятностным пространством, элементарными событиями которого являются матрицы A , на каждой из которых определена вероятностная мера, и значение \mathcal{L}_A , полученное для произвольной матрицы из \mathcal{A}_n , является случайной величиной.

О п р е д е л е н и е I. Алгоритм \mathcal{A} для решения указанного выше класса задач на элементах из \mathcal{A}_n , $n = 1, 2, \dots$, будем называть асимптотически оптимальным, если существуют такие $\varepsilon_n \rightarrow 0, \delta_n \rightarrow 0$ при $n \rightarrow \infty$, что применение алгоритма \mathcal{A} к произвольной матрице из \mathcal{A}_n дает значение \mathcal{L}_A , удовлетворяющее неравенству

$$P\left\{\mathcal{L}_A < (1 + \varepsilon_n)\mathcal{L}\right\} \geq 1 - \delta_n, \quad /1/$$

$P\{B\}$ - вероятность события B .

Это определение при $\varepsilon_n \equiv 0$ совпадает с понятием алгоритма, который почти всегда приводит к точному решению.

В настоящей статье применительно к некоторому классу матриц A задачи коммивояжера будет показана статистическая эффективность простейшего алгоритма \mathcal{A}' , работающего по принципу "идти в ближайший город, где еще не побывал". При этом в отличие от работы авторов/14/ предполагается, что элементы матрицы A могут быть выбранными из континуального множества значений.

§ 2. Описание алгоритма и основные допущения

Описание алгоритма \mathcal{A}' . В начале работы алгоритма \mathcal{A}' имеем перестановку $\pi^{(0)} = (1, 2, \dots, n)$, в которой выделяем произвольный элемент i_1 и меняем местами элементы 1 и i_1 */. Полученную перестановку обозначим через $\pi^{(1)}$ и переходим к I-му шагу. Пусть перед K -м шагом, $1 \leq K < n-1$, получена перестановка $\pi^{(K)} = (i_1^{(K)}, i_2^{(K)}, \dots, i_n^{(K)})$, в которой элементы $i_{K+1}^{(K)}, i_{K+2}^{(K)}, \dots, i_n^{(K)}$ есть "номера городов, еще не пройденных коммивояжером к K -му шагу". На K -м шаге просматриваем эле-

*/ В силу произвольности выбора можно было взять $i_1 = 1$.

менты строки $i_K^{(K)}$ матрицы A с номерами столбцов $i_S^{(K)}$, $K \leq S \leq n$.

Пусть $i_{S_0}^{(K)}$ - номер столбца минимального из этих просмотренных элементов. Тогда, поменяв местами в $\pi^{(K)}$ элементы $i_{K+1}^{(K)}$ и $i_{S_0}^{(K)}$, получим перестановку $\pi^{(K+1)}$ и переходим к следующему шагу. В результате $n-2$ шагов получим перестановку $\pi^{(n-1)}$, которую обозначим через $\pi_{A'} = (i_1, i_2, \dots, i_n)$. Последняя задает приближенное решение задачи коммивояжера. Значение этого решения равно

$$\mathcal{L}_{A'} = \sum_{k=1}^n a_{i_k i_{k+1}}, \quad /2/$$

где i_{n+1} совпадает с i_1 .

Оценка трудоемкости алгоритма A' . На K -м шаге работы алгоритма A' просматривается $n-K$ элементов матрицы A . Отсюда следует, что количество затрачиваемых операций не превосходит величины

$$\sum_{k=1}^{n-2} (n-k) < \frac{n^2}{2}.$$

При этом для организации работы алгоритма на K -м шаге затрачивается память не более n ячеек для хранения элементов перестановки

$\pi^{(K)*}$. Следовательно, алгоритм A' для своей работы требует $O(n)$

ячеек дополнительной памяти и затрачивает $O(n^2)$ операций.

Будем считать, что элементы матрицы A принимают значения независимо друг от друга из отрезка $[a, b]$ числовой оси, где $a > 0$. Полагаем, что a_{ij} - это значения случайной величины ξ , которая задается функцией распределения $F(x) = P\{\xi \leq x\}$, $a \leq x \leq b$. В настоящей статье мы обобщим результаты, полученные в работе /14/ для случая, когда множество элементов матрицы принимают целочисленные значения из отрезка $[a, b]$, $a=1$, $b=2$.

§ 3. Условия асимптотической оптимальности алгоритма A'

Выясним условия, при которых алгоритм A' для поставленной задачи коммивояжера является асимптотически оптимальным, т.е. для него выполняется условие /1/, где значение \mathcal{L}_* определяется формулой /2/ и величина \mathcal{L} есть минимально возможное значение веса /длины/ пути коммивояжера:

$$\mathcal{L} = \min_{\{\pi\}} \sum_{k=1}^n a_{i_k i_{k+1}}.$$

* Если считать, что вся матрица A хранится не в оперативной памяти, то для работы алгоритма A' на K -м шаге нужно выделять еще дополнительно не более n ячеек для хранения элементов одной строки $i_K^{(K)}$.

Условие /1/ эквивалентно следующему

$$P \left\{ \mathcal{L}_{\mathcal{A}'} > (1 + \varepsilon_n) \mathcal{L} \right\} < \delta_n, \quad /3/$$

где $\varepsilon_n \rightarrow 0$ и $\delta_n \rightarrow 0$ при $n \rightarrow \infty$.

Оценим сверху левую часть неравенства /3/. Так как $a > 0$, то $\mathcal{L} \geq na$ и

$$P \left\{ \mathcal{L}_{\mathcal{A}'} > (1 + \varepsilon_n) \mathcal{L} \right\} < P \left\{ \mathcal{L}_{\mathcal{A}'} > (1 + \varepsilon_n) na \right\}. \quad /4/$$

Обозначим через $\mathcal{L}_{\mathcal{A}'}^*$ и $\mathcal{D}_{\mathcal{A}'}^*$ верхние оценки соответственно математического ожидания $\bar{\mathcal{L}}_{\mathcal{A}'}$ и дисперсии $\mathcal{D}(\mathcal{L}_{\mathcal{A}'})$ случайной величины $\mathcal{L}_{\mathcal{A}'}$.

Тогда, обозначая $\Delta_n = (1 + \varepsilon_n) na - \mathcal{L}_{\mathcal{A}'}^*$, и продолжая неравенство /4/, имеем

$$P \left\{ \mathcal{L}_{\mathcal{A}'} > (1 + \varepsilon_n) na \right\} = P \left\{ \mathcal{L}_{\mathcal{A}'} > \mathcal{L}_{\mathcal{A}'}^* + [(1 + \varepsilon_n) na - \mathcal{L}_{\mathcal{A}'}^*] \right\} < P \left\{ \mathcal{L}_{\mathcal{A}'} > \bar{\mathcal{L}}_{\mathcal{A}'} + \Delta_n \right\}. /5/$$

Выбрав величину $\varepsilon_n = K \left(\frac{\mathcal{L}_{\mathcal{A}'}^*}{na} - 1 \right)$, $K > 1$, будем иметь $\Delta_n = (K-1) \mathcal{L}_{\mathcal{A}'}^* na > 0$, что дает нам право продолжить неравенство /5/ и воспользоваться известным неравенством Чебышева:

$$P \left\{ \mathcal{L}_{\mathcal{A}'} > \bar{\mathcal{L}}_{\mathcal{A}'} + \Delta_n \right\} < P \left\{ |\mathcal{L}_{\mathcal{A}'} - \bar{\mathcal{L}}_{\mathcal{A}'}| \geq \Delta_n \right\} < \frac{\mathcal{D}(\mathcal{L}_{\mathcal{A}'})}{\Delta_n^2} < \frac{\mathcal{D}_{\mathcal{A}'}^*}{\Delta_n^2} = \frac{\mathcal{D}_{\mathcal{A}'}^*}{(K-1)^2 (\mathcal{L}_{\mathcal{A}'}^* - na)^2}. /6/$$

Поскольку K - константа, $K > 1$, то из /3/ - /6/ следует, что условие асимптотической оптимальности алгоритма \mathcal{A}' будет выполнено, если мы покажем, что

$$\varepsilon_n = K \left(\frac{\mathcal{L}_{\mathcal{A}'}^*}{na} - 1 \right) \rightarrow 0 \quad \text{и} \quad \delta_n = \frac{\mathcal{D}_{\mathcal{A}'}^*}{(K-1)^2 (\mathcal{L}_{\mathcal{A}'}^* - na)^2} \rightarrow 0 \quad \text{при} \quad n \rightarrow \infty.$$

Вычисление верхних оценок $\mathcal{L}_{\mathcal{A}'}^*$ и $\mathcal{D}_{\mathcal{A}'}^*$. Математическое ожидание $\bar{\mathcal{L}}_{\mathcal{A}'}$ равно сумме математических ожиданий величин $a_{i_k i_{k+1}}$ минимальных

элементов матрицы, выбираемых на k -м шаге алгоритма \mathcal{A}' . В целях удобства дальнейших вычислений пронормируем случайную величину ξ значений элементов a_{ij} матрицы A , положив $\xi' = \frac{\xi - a}{b - a}$. Обозначим через ℓ_k значение математического ожидания нормированной случайной величины

$\ell_k = a'_{i_k i_{k+1}}$. На k -м шаге алгоритма выбирается минимум из $n-k$ элементов. В силу независимости этих элементов вероятность $\Phi_k(x)$ того, что величина ℓ_k минимального из этих элементов не превышает величины x , равна

$$\Phi_k(x) = P \left\{ \ell_k \leq x \right\} = 1 - (1 - F(x))^{n-k},$$

где

$$F_k(x) = P \left\{ \xi' \leq x \right\}, \quad 0 < x < 1.$$

Тогда величина $\bar{\ell}_k$ равна

$$\bar{\ell}_k = \begin{cases} \int_0^1 x d\Phi_k(x), & \text{при } k=1, 2, \dots, n-1, \\ \ell_{n-1}, & \text{при } k=n, \end{cases}$$

откуда получим

$$\bar{l}_k = x \Phi_k(x) \Big|_0^1 - \int_0^1 \Phi_k(x) dx = 1 - \int_0^1 [1 - (1 - F(x))^{n-k}] dx = \int_0^1 (1 - F(x))^{n-k} dx, \quad k = 1, n-1. /7/$$

В силу нормировки минимальный элемент $a_{i_{k-1} i_k}$ связан с величиной l_k соотношением $a_{i_{k-1} i_k} = a + (b-a) l_k$. Поэтому

$$\bar{\mathcal{L}}_{\mathcal{A}'} = \sum_{k=1}^n [a + (b-a) \bar{l}_k], \quad /8/$$

откуда с учетом /7/ имеем

$$\begin{aligned} \bar{\mathcal{L}}_{\mathcal{A}'} &= na + (b-a) \left[\int_0^1 \sum_{k=1}^{n-1} (1 - F(x))^{n-k} dx + \int_0^1 (1 - F(x)) dx \right] = na + (b-a) \int_0^1 \frac{[1 - (1 - F(x))^{n-1} + F(x)]}{F(x)} dx \leq \\ &\leq na + (b-a) \int_0^1 \frac{1 - (1 - F(x))^n}{F(x)} dx = na + (b-a) \times \\ &\times \left[\int_0^{\gamma_n} \frac{1 - (1 - F(x))^n}{F(x)} dx + \int_{\gamma_n}^1 \frac{1 - (1 - F(x))^n}{F(x)} dx \right], \end{aligned}$$

где γ_n - корень уравнения $\gamma_n^n F(\gamma) = \frac{1}{n}$, то-есть $\gamma_n = F^{-1}(\frac{1}{n})$. Учитывая, что при $0 < z < 1$ справедливо неравенство $\frac{1 - (1-z)^n}{z} \leq n$, оценку

$\bar{\mathcal{L}}_{\mathcal{A}'}$, можем продолжить следующим образом

$$\bar{\mathcal{L}}_{\mathcal{A}'} \leq \mathcal{L}_{\mathcal{A}'}^* = na + (b-a) \left[\gamma_n \cdot n + \int_{\gamma_n}^1 \frac{dx}{F(x)} \right]. \quad /9/$$

Перейдем к вычислению верхней оценки $\mathcal{D}_{\mathcal{A}'}$. Дисперсия d_k случайной нормированной величины l_k на k -м шаге равна

$$d_k = \int_0^1 (x - \bar{l}_k)^2 d\Phi_k(x) = \int_0^1 x^2 d\Phi_k(x) - (\bar{l}_k)^2 - \int_0^1 x d\Phi_k(x) = \bar{l}_k.$$

Тогда с учетом того, что дисперсия минимального элемента $a_{i_{k-1} i_k}$ равна $(b-a)^2 d_k$, дисперсия случайной величины $\mathcal{L}_{\mathcal{A}'}$, с учетом /8/ оценивается следующим образом:

$$\begin{aligned} \mathcal{D}(\mathcal{L}_{\mathcal{A}'}) &= \sum_{k=1}^n (b-a)^2 d_k < (b-a)^2 \sum_{k=1}^n \bar{l}_k = \\ &= (b-a)^2 \cdot \frac{\bar{\mathcal{L}}_{\mathcal{A}'} - na}{(b-a)} < (b-a) (\mathcal{L}_{\mathcal{A}'}^* - na). \end{aligned}$$

Окончательно с учетом /9/ получаем верхнюю оценку для $\mathcal{D}(\mathcal{L}_{\mathcal{A}'})$:

$$\mathcal{D}(\mathcal{L}_{\mathcal{A}'}) < \mathcal{D}_{\mathcal{A}'}^* = (b-a)^2 \left[\gamma_n \cdot n + \int_{\gamma_n}^1 \frac{dx}{F(x)} \right]. \quad /10/$$

Вернемся к неравенству /6/. Имея в виду полученные оценки /9/ и /10/, выражения для ε_n и δ_n можно записать в следующем виде:

$$\varepsilon_n = K \left(\frac{b}{a} - 1 \right) \left[\gamma_n + \frac{1}{n} \int_{\gamma_n}^1 \frac{dx}{F(x)} \right], \quad /11/$$

$$\delta_n = \frac{1}{(K-1)^2 \left[\gamma_n \cdot n + \int_{\gamma_n}^1 \frac{dx}{F(x)} \right]}. \quad /12/$$

Обозначим $\gamma_n = \int_{\gamma_n}^1 \frac{dx}{F(x)}$, $\psi(n)$ - произвольная растущая от n функция, $\lim_{n \rightarrow \infty} \psi_n = \infty$.

Т е о р е м а I. Алгоритм \mathcal{A}' является асимптотически оптимальным при выполнении условий $\lim_{n \rightarrow \infty} \gamma_n = \infty$ и

$$\frac{b}{a} \leq \frac{1}{\psi(n)} \min \left\{ \frac{1}{\gamma_n}, \frac{n}{\gamma_n} \right\}.$$

Д о к а з а т е л ь с т в о. Покажем, что при выполнении условий теоремы $\varepsilon_n \rightarrow 0$ и $\delta_n \rightarrow 0$ с ростом n . Действительно, при $K > 1$ имеем:

$$\begin{aligned} \delta_n &= \frac{1}{(\gamma_n n + \gamma_n)(K-1)^2} \leq \frac{1}{\gamma_n \cdot (K-1)^2} \rightarrow 0, \\ \varepsilon_n &= K \left(\frac{b}{a} - 1 \right) \left(\gamma_n + \frac{1}{n} \gamma_n \right) \leq K \cdot \frac{b}{a} \left(\gamma_n + \frac{1}{n} \gamma_n \right) \leq \\ &\leq \frac{K}{\psi(n)} \min \left(\frac{1}{\gamma_n}, \frac{n}{\gamma_n} \right) \left(\gamma_n + \frac{1}{n} \gamma_n \right) = \\ &= \frac{K}{\psi(n)} \min \left(1 + \frac{\gamma_n}{n \gamma_n}, 1 + \frac{n \gamma_n}{\gamma_n} \right) \leq \frac{2K}{\psi(n)} \rightarrow 0 \end{aligned}$$

при $n \rightarrow \infty$. Теорема I доказана.

З а м е ч а н и е. Как было показано выше, для своей работы алгоритм \mathcal{A}' требует $O(n^2)$ операций, что сравнимо с трудоемкостью записи исходной информации о задаче коммивояжера. Отсюда получаем, что при выполнении условий теоремы I алгоритм \mathcal{A}' является статистически эффективным.

Равномерное распределение. Определим условия асимптотической оптимальности алгоритма \mathcal{A}' для случая, когда элементы a_{ij} матрицы A могут быть выбраны равновероятно из отрезка $[a, b]$, $a > 0$. В этом случае нормированная интегральная функция распределения имеет вид $F(x) = x$, $0 \leq x \leq 1$, $\gamma_n = F\left(\frac{1}{n}\right) = \frac{1}{n}$ и

$$\gamma_n = \int_{\gamma_n}^1 \frac{dx}{F(x)} = \int_{\frac{1}{n}}^1 \frac{dx}{x} = \ln n.$$

Тогда из теоремы I непосредственно получаем результат, который может быть сформулирован как:

Т е о р е м а 2. Если элементы a_{ij} матрицы A принимают значения равновероятно из отрезка $[a, b]$, то алгоритм \mathcal{A}' является асимптотически оптимальным при выполнении следующего условия

$$\frac{b}{a} \leq \ln n \cdot \frac{1}{\psi(n)}.$$

Представляет интерес оценить величины ε_n и δ_n , фигурирующие в соотношении /I/.

Учитывая специфику равномерного распределения, можно получить более точные оценки для этих величин по сравнению с общим случаем. Выведем условия асимптотической оптимальности алгоритма \mathcal{A}' в слу-

чае равномерного распределения, проведя в сокращенном виде вычислительные оценки для $\bar{\mathcal{L}}_{\mathcal{A}'}$, $\mathcal{D}(\mathcal{L}_{\mathcal{A}'})$ и $P\{\mathcal{L}_{\mathcal{A}'} \leq (1+\varepsilon_n)\mathcal{L}\}$. Согласно /7/,

$$\bar{l}_k = \int_0^1 (1-x)^{n-k} dx = \int_0^1 x^{n-k} dx = \frac{1}{n-k+1},$$

/13/

$$k = 1, 2, \dots, n-k; \quad \bar{l}_n = \bar{l}_{n-1} = \frac{1}{2}.$$

С учетом /8/

$$\begin{aligned} \bar{\mathcal{L}}_{\mathcal{A}'} &= \sum_{k=1}^n [a + (b-a)\bar{l}_k] = na + (b-a)\left(\frac{1}{2} + \sum_{k=1}^{n-1} \frac{1}{n-k+1}\right) \leq \\ &\leq na + (b-a)\left(\frac{1}{2} + \ln n\right) = \mathcal{L}_{\mathcal{A}'}^* \end{aligned}$$

Оценим дисперсию $d_k = \int_0^1 (x - \bar{l}_k)^2 d\varphi_k(x)$ случайной величины l_k с учетом того, что для равномерного распределения $\varphi_k(x) = 1 - (1-x)^{n-k}$.

Используя /13/, имеем

$$\begin{aligned} d_k &= \int_0^1 x^2 d\varphi_k(x) - \bar{l}_k^2 = x^2 \varphi_k(x) \Big|_0^1 - 2 \int_0^1 x \varphi_k(x) dx - \\ &- \bar{l}_k^2 = 1 - 2 \int_0^1 x [1 - (1-x)^{n-k}] dx - \bar{l}_k^2 = \\ &= \frac{2}{n-k+1} - \frac{2}{n-k+2} - \frac{1}{(n-k+1)^2}, \end{aligned}$$

$$k = 1, 2, \dots, n-1; \quad d_n = d_{n-1} = \frac{1}{12}.$$

Отсюда с учетом определения дисперсии величины $\mathcal{L}_{\mathcal{A}'}$, получим

$$\begin{aligned} \frac{1}{(b-a)^2} \mathcal{D}(\mathcal{L}_{\mathcal{A}'}) &= \sum_{k=1}^n d_k = \frac{1}{12} + \sum_{k=1}^{n-1} \left(\frac{2}{n-k+1} - \frac{2}{n-k+2} - \frac{1}{(n-k+1)^2} \right) = \\ &= \frac{1}{12} - \frac{2}{n+1} + 1 - \sum_{k=1}^{n-1} \frac{1}{(n-k+1)^2} \leq \frac{13}{12} - \frac{2}{n+1} - \frac{1}{4} - \int_3^{n+1} \frac{dx}{x^2} = \\ &= \frac{13}{12} - \frac{2}{n+1} - \frac{1}{4} + \frac{1}{n+1} - \frac{1}{3} < 0,417 = \frac{\mathcal{D}_{\mathcal{A}'}^*}{(b-a)^2}. \end{aligned}$$

Приведем оценку вероятности невыполнения соотношения /1/ для случая равномерного распределения:

$$\begin{aligned} P\{\mathcal{L}_{\mathcal{A}'} > (1+\varepsilon_n)\mathcal{L}\} &\leq P\{\mathcal{L}_{\mathcal{A}'} > (1+\varepsilon_n)na\} \leq \\ &\leq P\{\mathcal{L}_{\mathcal{A}'} + \mathcal{L}_{\mathcal{A}'}^* - \bar{\mathcal{L}}_{\mathcal{A}'} > (1+\varepsilon_n)na\} = \\ &= P\{\mathcal{L}_{\mathcal{A}'} - \bar{\mathcal{L}}_{\mathcal{A}'} > (1+\varepsilon_n)na - \mathcal{L}_{\mathcal{A}'}^*\} \leq \\ &\leq P\{|\mathcal{L}_{\mathcal{A}'} - \bar{\mathcal{L}}_{\mathcal{A}'}| > (1+\varepsilon_n)na - \mathcal{L}_{\mathcal{A}'}^*\} \leq \frac{\mathcal{D}(\mathcal{L}_{\mathcal{A}'})}{[(1+\varepsilon_n)na + \mathcal{L}_{\mathcal{A}'}^*]^2} \leq \\ &\leq \frac{0,417(b-a)^2}{[(1+\varepsilon_n)na - (na + (b-a)(\frac{1}{2} + \ln n))]^2} = \frac{0,417}{\left[\frac{n\varepsilon_n}{b-1} - \ln n - \frac{1}{2}\right]^2}. \end{aligned}$$

Положим $\varepsilon_n = \frac{c}{\psi(n)}$, константа $c > 1$, и пусть $\frac{a}{b} < \frac{n}{\ln n} \cdot \frac{1}{\psi(n)}$. Тогда /14/ может быть продолжено следующим образом:

$$\left[\frac{n \cdot \frac{c}{\psi(n)} - \frac{1}{2} - \ln n}{\left(\frac{b}{a} - 1\right)} \right]^{0,417} \leq \left[\frac{c \cdot \frac{b}{a} \cdot \ln n}{\frac{b}{a} - 1} - \frac{1}{2} - \ln n \right]^{0,417} \cdot \left[(c-1) \ln n - \frac{1}{2} \right]^{0,417} = \delta_n.$$

Таким образом, окончательная оценка для вероятности выполнения соотношения /1/ примет вид:

$$P \left\{ \mathcal{L}_n \leq (1 + \varepsilon_n) \mathcal{L} \right\} \geq 1 - \frac{0,417}{\left[(c-1) \ln n - \frac{1}{2} \right]^2}. \quad /15/$$

Нетрудно заметить, что эта величина, характеризующая точность получаемого решения, улучшается с ростом $\psi(n)$, но при этом ухудшается оценка для величины $\frac{b}{a}$. Выберем функцию $\psi(n)$ таким образом, чтобы произведение верхних оценок для ε_n и $\frac{b}{a}$ стремилось к 1 с ростом n . Такому условию отвечает функция $\psi(n) = \frac{cn}{\ln n}$. При этом оценки для $\frac{b}{a}$ и ε_n принимают вид:

$$\frac{b}{a} \leq \sqrt{\frac{n}{c \ln n}}, \quad /16/$$

$$\varepsilon_n \leq \sqrt{\frac{c \ln n}{n}}. \quad /17/$$

Анализ соотношений /15/ - /17/, полученных для равномерного распределения показывает, что уменьшение константы c "улучшает" оценки для $\frac{b}{a}$ и ε_n и "ухудшает" оценку вероятности $P \left\{ \mathcal{L}_n \leq (1 + \varepsilon_n) \mathcal{L} \right\}$.

Для примера в таблице приведены значения оценок /15/ - /17/ при $c = \sqrt{2}$ и $n = 10^2, 10^3$ и 10^4 .

Т а б л и ц а I.

n	ε_n	$\frac{b}{a}$	$P \left\{ \mathcal{L}_n \leq (1 + \varepsilon_n) \mathcal{L} \right\}$
10^2	0,253	3,95	0,781
10^3	0,098	10,2	0,923
10^4	0,037	27	0,958

В заключение заметим, что теорема 2 обобщает аналогичный результат, полученный в /14/ для частного случая равномерного распределения величин a_{ij} , принимающих целочисленные значения из отрезка $[1, \tau]$.

β - распределение. Очень часто в опытно-конструкторских разработках в промышленности и научно-исследовательских проектах длительности a_{ij} отдельных операций предполагаются распределенными по следующему закону / β - распределение /:

$$f(\xi) = \begin{cases} \frac{(\xi-a)^\alpha (b-\xi)^\beta}{(b-a)^{\alpha+\beta+1} \beta(\alpha+1, \beta+1)} & , \text{если } \xi \in [a, b], \\ 0, & \text{если } \xi \notin [a, b], \end{cases}$$

где

$$\beta(\alpha, \beta) = \int_0^1 x^{\alpha-1} (1-x)^{\beta-1} dx = \frac{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)}{\Gamma(\alpha+\beta)},$$

α и β - параметры распределения. В нормированном виде функция плотности $f(\xi)$ запишется следующим образом:

$$f(\xi') = \begin{cases} \frac{(\xi')^\alpha (1-\xi')^\beta}{\beta(\alpha+1, \beta+1)} & , \text{если } \xi' \in [0, 1], \\ 0 & , \text{если } \xi' \notin [0, 1]. \end{cases}$$

Рассмотрим частный случай β - распределения, когда $\beta=0$, $\alpha>0$. В этом случае интегральная функция распределения равна

$$F(x) = \int_0^x f(\xi') d\xi' = \int_0^x \frac{x}{\beta(\alpha+1, 1)} = x^{\alpha+1}.$$

Вычислим величину γ_n , фигурирующую в условиях теоремы I:

$$\gamma_n = F^{-1}\left(\frac{1}{n}\right) = \frac{1}{\alpha+1 \sqrt[n]{n}}.$$

Тогда первое из условий теоремы I выполняется в силу $\alpha>0$:

$$\gamma_n = \int_{\gamma_n}^1 \frac{dx}{F(x)} = \int_{\gamma_n}^1 \frac{dx}{x^{\alpha+1}} = \frac{1}{\alpha} \left(n^{\frac{\alpha}{\alpha+1}} - 1 \right) \rightarrow \infty \quad n \rightarrow \infty.$$

Второе условие принимает вид:

$$\frac{b}{a} \leq \frac{1}{\psi(n)} \cdot \min\left(\alpha+1 \sqrt[n]{n}, \frac{\alpha n}{n^{\alpha+1}-1}\right) = \frac{\alpha+1 \sqrt[n]{n}}{\psi(n)} \min\left(1, \frac{\alpha}{1-n^{\frac{\alpha}{\alpha+1}}}\right).$$

Учитывая, что

$$\min\left(1, \frac{\alpha}{1-n^{\frac{\alpha}{\alpha+1}}}\right) \geq \min(1, \alpha),$$

получаем следующее условие асимптотической оптимальности алгоритма \mathcal{A}' для β - распределения в частном случае $\beta=0$, $\alpha>0$:

$$\frac{b}{a} \leq \frac{\alpha+1 \sqrt[n]{n}}{\psi(n)} \cdot \min(1, \alpha).$$

§ 4. Некоторые следствия

Сформулированная выше задача коммивояжера известна также как задача нахождения минимального гамильтонова контура на взвешенном n -вершинном ориентированном графе (\mathcal{G}) , где веса дуг исходного графа образуют $n \times n$ матрицу $A = \|a_{ij}\|$, a_{ij} - вес дуги, идущей из вершины i в вершину j . Для случая неориентированного графа говорят о выделении минимального гамильтонова цикла и тогда матрица A весов ребер /неориентированных дуг/ является симметричной / $a_{ij} = a_{ji}$, $i, j = 1, 2, \dots, n$ /.

Заметим, что если в ходе применения алгоритма \mathcal{A}' рассматривается некоторый элемент $a_{ij} \in A$, то элемент a_{ji} ни на одном шаге алгоритма не рассматривается. На основании этого замечания и теоремы 2 можем сформулировать

С л е д с т в и е 1. Пусть задан полный неориентированный n -вершинный граф, у которого веса a_{ij} ребер (i, j) принимают значения равномерно из отрезка $[a, b]$, $a > 0$. Тогда при $\frac{b}{a} \leq \frac{1}{\psi(n)} \cdot \frac{n}{\ln n}$ алгоритм \mathcal{A}' является асимптотически оптимальным для решения задачи выделения минимального гамильтонова цикла.

Описанный выше алгоритм \mathcal{A}' можно использовать для решения таких известных экстремальных комбинаторных задач, как взвешенная задача о покрытии полного графа ребрами и взвешенная задача о совершенном паросочетании на полном графе. Действительно, пусть в результате работы алгоритма \mathcal{A}' получен некоторый гамильтонов цикл из n ребер. Последовательно перенумеруем ребра полученного цикла и через W обозначим множество ребер с нечетными номерами. Очевидно, множество W является некоторым покрытием исходного графа ребрами, а в случае четного n - и совершенным паросочетанием для этого графа. Указанную модификацию алгоритма \mathcal{A}' для получения множества W обозначим через \mathcal{A}^* .

С л е д с т в и е 2. Алгоритм \mathcal{A}^* решения взвешенной задачи о покрытии является асимптотически оптимальным, если веса ребер исходного графа принимают значения равномерно из отрезка $[a, b]$, $a > 0$, и $\frac{b}{a} \leq \frac{1}{\psi(n)} \cdot \frac{n}{\ln n}$. При этом трудоемкость алгоритма \mathcal{A}^* составляет $O(n^2)$ операций.

Для известной задачи о назначениях /13/ из теоремы 1 получаем

С л е д с т в и е 3. Алгоритм \mathcal{A}' является асимптотически оптимальным для решения задачи о назначениях с матрицей $A = \|a_{ij}\|$, если элементы a_{ij} принимают значения ξ случайно из отрезка $[a, b]$, $a > 0$, согласно функции распределения $\mathcal{F}(x) = P\{\xi \leq x\}$ при выполнении условий $\lim_{n \rightarrow \infty} J_n = \infty$ и $\frac{b}{a} \leq \frac{1}{\psi(n)} \min\left(\frac{1}{J_n}, \frac{n}{J_n}\right)$.

Поступила в ред-изд.отдел
22.II.1973 г.

Л и т е р а т у р а

1. M.Flood. The Travelling - salesman problem, Oper. Res., 1956, v. 4, N1, 61-75.
2. Р.Веллман. Применение динамического программирования к задаче коммивояжера.- "Киберн.сборник", 1964, № 9, 219-222.
3. М.Хелд, Р.Карп. Применение динамического программирования к задачам упорядочения.- "Кибернетический сборник", 1964, № 4, 202-218.

4. Дж. Литл, К. Мурти, Д. Суини, К. Карел. Алгоритмы для решения задачи о коммивояжере. - "Экон. и матем. методы", 1965, I, № I, 94-107.
5. В.В. Шкурба и др. Задачи календарного планирования и методы их решения, - "Наукова думка", Киев, 1966.
6. В.К. Коробков, Р.Е. Кричевский. Некоторые алгоритмы для решения задачи коммивояжера. - сб. "Математические модели и методы оптимального планирования", Новосибирск, "Наука", 1966.
7. Д.А. Супруненко, В.С. Айзенштат, Н.А. Лепешинский. Экстремальные значения функций на множествах перестановок, - Тезисы докладов I Всесоюзной конференции по исследованию операций, Минск, 1972, 61-64.
8. В.С. Айзенштат, Д.Н. Кравчук. Алгоритмы отыскания экстремума линейной формы на множестве всех полных циклов в некоторых случаях. - ДАН ВССР, т. XII, № 5, 1968, 401-404.
9. P.C. Gilmore, R.E. Gomory. Sequencing a one - state variable machine: a solvable case of travelling salesman problem, Oper. Res., 1964, I2, 655-679.
10. В.К. Леонтьев. Об одной экономической задаче. - "Кибернетика", Киев, 1969, вып. 2, 98-99.
11. Е.Я. Габович. Задача коммивояжера, I. - Труды ВЦ Тартусского государственного университета, Тарту, вып. 19, 1970, 52-96.
12. А.А. Зыков. Теория конечных графов, I. "Наука", Новосибирск, 1969.
13. А.А. Боровков. К вероятностной постановке двух экономических задач, - ДАН СССР, 1962. 146. вып. 5.
14. В.А. Перепелица, Э.Х. Гимади. К задаче нахождения минимального гамильтонова контура на графе со взвешенными дугами. - сб. "Дискретный анализ", вып. 15, Новосибирск, 1969, 57-65.
15. Э.Х. Гимади, В.А. Перепелица. Статистически эффективный алгоритм выделения гамильтонова контура /цикла/. - сб. "Дискретный анализ", вып. 22, Новосибирск, 1973, 15-28.
16. В.А. Перепелица. О двух задачах из теории графов. - ДАН СССР, 194, № 6, 1970.