

# DIE KOMPONENTENVERTEILUNG VON GESÄTTIGTEN TEILGRAPHEN IN BAUMFAMILIEN

GERD BARON UND MICHAEL DRMOTA

Technische Universität Wien

Ein Teilgraph  $H$  eines Graphen  $G$  (mit Knotenmenge  $V(G)$  und Kantenmenge  $E(G)$ ) heißt gesättigt, wenn eine Kante  $(v, w) \in E(G)$  in  $E(H)$  enthalten ist, sobald die Knoten  $v, w$  in  $V(H)$  liegen. Es bezeichne  $g_{klm}(G)$  ( $m = (m_1, m_2, \dots)$ ) die Anzahl der gesättigten Teilgraphen  $H$  von  $G$  mit  $|V(H)| = k$ ,  $|E(H)| = l$  und  $m_j$  (Zusammenhangs-) Komponenten mit  $j$  Knoten ( $j \geq 1$ ).

Es sei  $\mathcal{F}$  eine einfach erzeugte Baumfamilie von ebenen Wurzelbäumen, die durch eine Potenzreihe  $\varphi(t) = \sum_{i \geq 0} \varphi_i t^i$  ( $\varphi_0 = 1$ ) charakterisiert wird, mit Hilfe derer jedem ebenen Wurzelbaum  $T$  ein Gewicht  $\omega(T)$  zugeordnet wird, sodaß  $\omega(T) > 0$  nur für Bäume  $T$  aus  $\mathcal{F}$  gilt. (Siehe [MM].) Ist nun  $C(x, y, z, v) = \sum_{n, k, l, m} c_{nklm} x^n y^k z^l v^m$  ( $v = (v_1, v_2, \dots)$ ,  $v^m = v_1^{m_1} v_2^{m_2} \dots$ ) die (formale) erzeugende Funktion der Größen  $c_{nklm} = \sum_{|V(T)|=n} \omega(T) g_{klm}(T)$ ,

so erfüllt diese, wie in [BD] gezeigt wurde, die Funktionalgleichung

$$C = x\varphi(C) + xy\varphi\left(zC + (1-z)x\varphi(C) + \sum_{j \geq 1} (1-v_j)(xyz)^j \frac{1}{j} [t^{j-1}] \varphi(x\varphi(C) + t)^j\right) - \sum_{j \geq 1} (1-v_j)(xy)^j z^{j-1} \frac{1}{j} [t^{j-1}] \varphi(x\varphi(C) + t)^j. \quad (1)$$

Sei weiters  $J$  eine endliche Menge positiver ganzer Zahlen und  $c_{nklm_J} = \sum_{m_j, j \notin J} c_{nklm}$  ( $m_J = (m_j)_{j \in J}$ ), dann ist  $C(x, y, z, v_J)$  die erzeugende Funktion dieser Zahlen, wobei in  $v$  für  $j \notin J$   $v_j = 1$  gesetzt wird. (Entsprechend ist  $C(x, y, 1, v_J)$  die erzeugende Funktion von Größen  $c_{nk \cdot m_J}$ , usw.)

Ist nun  $(X_n^J)$  eine Folge von Zufallsvektoren der Dimension  $|J|+2$  mit  $P[X_n^J = (k, l, m_J)] = c_{nklm_J}/c_n$  ( $c_n = \sum_{k, l, m_J} c_{nklm_J}$ ), so wurde in [BD] gezeigt, daß  $(X_n^J)$  unter sehr schwachen

Voraussetzungen für  $\varphi(t)$  asymptotisch normalverteilt ist mit Mittel  $\mu_n^J = \mu^J n + O(1)$  und Kovarianzmatrix  $\Sigma_n^J = \sigma^J n + O(1)$ . Es wurden allerdings nur

$$\mu^J = \left(\frac{1}{2}, \frac{1}{4}, (\mu_j)_{j \in J}\right) \quad \text{mit} \quad \mu_j = \frac{\frac{1}{j} [t^{j-1}] \varphi\left(\frac{u_0}{2} + t\right)^j}{2^{j+1} \varphi'(u_0)^{j-1} \varphi(u_0)} \quad (2)$$

(wobei  $u_0$  die positive Lösung von  $t\varphi'(t) = \varphi(t)$  bedeutet) und  $\Sigma^J$  für  $J = \emptyset$  angegeben. Für  $J = \{i, j\}$  ergibt sich

$$\Sigma^J = \begin{pmatrix} \frac{1}{4} & \frac{1}{4} & \sigma_{yi} & \sigma_{yj} \\ \frac{1}{4} & \frac{5+\alpha}{16} & \sigma_{zi} & \sigma_{zj} \\ \sigma_{yi} & \sigma_{zi} & \sigma_{ii} & \sigma_{ij} \\ \sigma_{yj} & \sigma_{zj} & \sigma_{ij} & \sigma_{jj} \end{pmatrix} \quad \text{mit} \quad \alpha = \frac{\varphi(u_0)\varphi''(u_0)}{\varphi'(u_0)^2},$$

$$\begin{aligned}
\sigma_{yi} &= \frac{(i-1)\mu_i - i\bar{\mu}_i}{2} \quad \text{mit} \quad \bar{\mu}_i = \frac{\frac{1}{i}[t^i]\varphi\left(\frac{u_0}{2} + t\right)^i}{2^{i+2}\varphi'(u_0)^i}, \\
\sigma_{zi} &= \frac{(3i-5-\alpha)\mu_i}{4} - \frac{i\bar{\mu}_i}{2}, \\
\sigma_{ii} &= \mu_i + (1+\alpha-2i)\mu_i^2 - \frac{1}{\alpha}(\mu_i - i\bar{\mu}_i)^2, \\
\sigma_{ij} &= (1+\alpha-i-j)\mu_i\mu_j - \frac{1}{\alpha}(\mu_i - i\bar{\mu}_i)(\mu_j - j\bar{\mu}_j).
\end{aligned} \tag{3}$$

Für größeres  $J$  läßt sich das Resultat daraus unmittelbar ablesen. Außerdem erhält man jetzt wie in [BD] beschrieben multivariate asymptotische Entwicklungen für  $c_{nklmJ}$ ,  $c_{nk:mJ}$ , usw.

Da im allgemeinen die Eintragungen für  $\Sigma^J$  umständlich zu berechnen sind, kann man wie für  $\mu_j$  in [BD] asymptotische Entwicklungen angeben. Sie berechnen sich aus den asymptotischen Entwicklungen von  $\mu_j$  und  $\bar{\mu}_j$ :

$$\begin{aligned}
\mu_j &= \frac{1}{2u_0} \left[ \frac{\varphi\left(\frac{u_0}{2} + v_0\right)}{2\pi\varphi''\left(\frac{u_0}{2} + v_0\right)} \right]^{\frac{1}{2}} \left[ \frac{\varphi'\left(\frac{u_0}{2} + v_0\right)}{2\varphi'(u_0)} \right]^j j^{-3/2} \left( 1 + O\left(\frac{1}{j}\right) \right), \\
\bar{\mu}_j &= \frac{1}{4v_0} \left[ \frac{\varphi\left(\frac{u_0}{2} + v_0\right)}{2\pi\varphi''\left(\frac{u_0}{2} + v_0\right)} \right]^{\frac{1}{2}} \left[ \frac{\varphi'\left(\frac{u_0}{2} + v_0\right)}{2\varphi'(u_0)} \right]^j j^{-3/2} \left( 1 + O\left(\frac{1}{j}\right) \right),
\end{aligned} \tag{4}$$

wobei  $v_0$  die kleinste positive Lösung von  $t\varphi'(u_0/2 + t) = \varphi(u_0/2 + t)$  bezeichnet.

Für  $\varphi(t) = 1/(1-t)$  (ebene Wurzelbäume), für  $\varphi(t) = (1+t)^N$  ( $N$ -äre Wurzelbäume mit  $n$  inneren Knoten) und für  $\varphi(t) = e^t$  (markierte Wurzelbäume) können diese Eintragungen auch exakt angegeben werden. Man benötigt zunächst  $\alpha$ ,  $\mu_j$  und  $\bar{\mu}_j$ . (Man beachte, daß der erste und der dritte Fall als ‘‘Spezialfälle’’ des zweiten angesehen werden können, wenn man in den Formeln von  $\varphi(t) = (1+t)^N$  die Fälle  $N = -1$  und  $N \rightarrow \infty$  betrachtet.)

$$\begin{aligned}
\varphi(t) = \frac{1}{1-t} \quad \alpha = 2 \quad \mu_j &= \frac{1}{j} \binom{2j-2}{j-1} \frac{2^{j-2}}{3^{2j-1}} \quad \bar{\mu}_j = \mu_j \frac{2j-1}{3j} \\
\varphi(t) = (1+t)^N \quad \alpha = 1 - \frac{1}{N} \quad \mu_j &= \frac{1}{j} \binom{Nj}{j-1} \frac{(2N-1)^{(N-1)j+1}}{4(2N)^{Nj}} \quad \bar{\mu}_j = \mu_j \frac{(N-1)j+1}{(2N-1)j} \\
\varphi(t) = e^t \quad \alpha = 1 \quad \mu_j &= \frac{j^{j-1}}{j!2^{j+1}e^{j/2}} \quad \bar{\mu}_j = \frac{\mu_j}{2}
\end{aligned} \tag{5}$$

Für  $\varphi(t) = (1+t)^N$  ergibt sich unmittelbar

$$\begin{aligned}
\sigma_{yi} &= \mu_i \frac{N(i-2)}{2(2N-1)}, \\
\sigma_{zi} &= \mu_i \frac{iN(4N-1) - (12N^2 - 6N + 1)}{4N(2N-1)}, \\
\sigma_{ii} &= \mu_i - \mu_i^2 \frac{i^2 N^2 (N-1) + 2iN(2N^2 - 2N + 1) - (4N^3 - 8N^2 + 6N - 1)}{N(2N-1)^2}, \\
\sigma_{ij} &= -\mu_i\mu_j \frac{ijN^2(N-1) + (i+j)N(2N^2 - 2N + 1) - (4N^3 - 8N^2 + 6N - 1)}{N(2N-1)^2}.
\end{aligned} \tag{6}$$

Daraus gewinnt man für  $\varphi(t) = 1/(1-t)$  (1. Spalte) und  $\varphi(t) = e^t$  (2. Spalte):

$$\begin{aligned} \sigma_{yi} &= \mu_i \frac{i-2}{6}, & \sigma_{yi} &= \mu_i \frac{i-2}{4}, \\ \sigma_{zi} &= \mu_i \frac{5i-19}{12}, & \sigma_{zi} &= \mu_i \frac{i-3}{2}, \\ \sigma_{ii} &= \mu_i - \mu_i^2 \frac{2i^2+10i-19}{9}, & \sigma_{ii} &= \mu_i - \mu_i^2 \frac{i^2+4i-4}{4}, \\ \sigma_{ij} &= -\mu_i \mu_j \frac{2ij+5i+5j-19}{9}, & \sigma_{ij} &= -\mu_i \mu_j \frac{ij+2i+2j-4}{4}. \end{aligned} \quad (7)$$

In diesen drei Fällen ist es übrigens auch möglich, explizite Formeln zu gewinnen. In [BD] wurden bereits die Gesamtanzahlen  $c_{nklm}$  angegeben. Für  $\varphi(t) = 1/(1-t)$  erhält man

$$c_{nklm} = \frac{1}{k-l} \binom{2n-2}{n-k-1} \binom{n-l-2}{k-l-1} \binom{k-l}{m} P^m, \quad (8)$$

wobei  $\binom{k-l}{m}$  den Multinomialkoeffizienten  $(k-l)! / \prod_{j \geq 1} m_j!$ ,  $P^m = \prod_{j \geq 1} P_j^{m_j}$  und  $P_j = \frac{1}{j} \binom{2j-2}{j-1}$  die Catalanzahlen bezeichnen. Für  $\varphi(t) = (1+t)^N$  ist

$$c_{nklm} = \frac{1}{k-l} \binom{Nn-k}{n-k-1} \binom{N(n-k)}{k-l-1} \binom{k-l}{m} P^m \quad \text{mit} \quad P_j = \frac{1}{j} \binom{Nj}{j-1} \quad (9)$$

und für  $\varphi(t) = e^t$

$$c_{nklm} = \frac{1}{k-l} \frac{n^{n-k} (n-k)^{k-l-1}}{(n-k)! (k-l-1)!} \binom{k-l}{m} P^m \quad \text{mit} \quad P_j = \frac{j^{j-1}}{j!}. \quad (10)$$

Etwas aufwendiger ist es aber, für vorgegebenes  $J$ ,  $c_{nklm_J}$  explizit anzugeben. Es müssen dafür die Methoden von [BD] verfeinert werden. Die auftretenden Ausdrücke enthalten in den meisten Fällen alternierende Summen, die nicht mehr zu einer geschlossenen Form zusammengefaßt werden können. Zur Illustration sollen die Resultate für  $J = \{1\}$  angegeben werden. In der Reihenfolge  $\varphi(t) = 1/(1-t)$ ,  $\varphi(t) = (1+t)^N$ ,  $\varphi(t) = e^t$  erhält man

$$\begin{aligned} c_{nklm_1} &= \frac{2}{n} \binom{2n-2}{n-k-1} \frac{(n-l-2)!(2l-1)!(k(3n-2) - n(2l+1-n))}{(n-k)! m_1! (k-l-m_1-1)! (k-m_1)! (2l-k+m_1)!}, \\ c_{nklm_1} &= \frac{N}{k-l} \binom{Nn-k}{n-k-1} \binom{N(n-k)-1}{k-l-1} \\ &\quad \cdot \sum_{j=m_1}^{k-l} (-1)^{j-m_1} \frac{k-j-l}{k-l} \binom{k-l}{j} \binom{j}{m_1} \binom{N(k-j)}{l}, \\ c_{nklm_1} &= \frac{n^{n-k-1} (n-k)^{k-l-1}}{(n-k)! l! m_1!} \sum_{j=m_1}^{k-l-1} (-1)^{j-m_1} \frac{(k-j)^{(l-1)} (n-j)}{(j-m_1)! (k-l-j-1)!}. \end{aligned} \quad (11)$$

Auch bei diesen expliziten Resultaten können der erste und der dritte Fall für  $N = -1$  und  $N \rightarrow \infty$  aus dem zweiten gewonnen werden.

#### LITERATUR

- [BD] Baron, G., and M. Drmota, *Distribution Properties of Induced Subgraphs of Trees*, Ars Comb. (zur Publikation eingereicht).  
 [MM] Meir, A., and J.W. Moon, *On Maximal Independent Sets of Nodes in Trees*, J. Graph Th. **12** (1988), 265–283.