Integración de bases de conocimiento

Razonamiento bajo incertidumbre

Departamento de Computación, Universidad de Buenos Aires

Primer cuatrimestre de 2018

Introducción

- La incertidumbre aparece en todas partes en la Web:
 - Incertidumbre natural / inherente al dominio (por ejemplo, en pronósticos del tiempo)
 - Incertidumbre proveniente del procesamiento automático de datos (por ejemplo, como veremos en la clase de integración de datos)
 - Incertidumbre proveniente de la presencia de inconsistencia (visto en la clase anterior) e incompletitud
- Actualmente, los buscadores y otras tecnologías de la Web no manejan la incertidumbre de manera principada.

Introducción

- Meta: Ilenar esta brecha mediante el desarrollo de herramientas que luego pueden ser aplicadas en la Web; por ejemplo, en búsqueda semántica.
- Una forma de lograr esto es mediante la integración de lenguajes de ontología con tecnología de bases de datos y modelos probabilísticos.
- En este módulo veremos:
 - Algunos modelos de datos probabilísticos que son útiles para el modelado de contenidos de la Web.
 - Algoritmos de respuesta a consultas clásicas, umbral y ranking.
 - Fragmentos escalables (pero expresivos) de los modelos.

Consideremos el problema de la *extracción de entidades* en el siguiente texto, tomado de una página Web de noticias:



Modelos probabilísticos: Introducción

- Los modelos probabilísticos gráficos (*PGMs*) son estructuras basada en grafos que se utilizan para representar conocimiento acerca de un *dominio incierto*.
- Representación:
 - Nodos: variables aleatorias
 - Arcos: dependencias probabilísticas entre variables; la falta de arco entre variables señala independencia condicional.

Modelos probabilísticos: Introducción

Veremos cuatro tipos diferentes de PGMs:

- Redes Bayesianas (BNs)
- Redes de Markov / Markov Random Fields (MRFs)
- Redes Lógicas de Markov (MLNs)
- Cadenas de Markov (MCs)

Modelos probabilísticos:

Redes Bayesianas

Redes Bayesianas (BNs)

Una Red Bayesiana (BN) es un grafo dirigido acíclico donde:

- cada nodo representa una variable aleatoria discreta;
- si existe un arco entre el nodo X y el nodo Y, decimos que X es un padre de Y, y representa la dependencia directa entre X e Y;
- a cada nodo se le asigna una distribución probabilística condicional $P(X_i z Parents(X_i))$ que cuantifica el efecto de los nodos padre sobre la variable X_i ;
- cada variable es independiente de sus no descendientes en el grafo, dado el estado de sus padres;
- la ausencia de arco entre dos nodos representa la independencia condicional entre las variables correspondientes.

Supongamos que tenemos una *alarma anti-robo* instalada en casa. Es bastante confiable en la detección de robos, pero a veces responde también a *terremotos* menores.

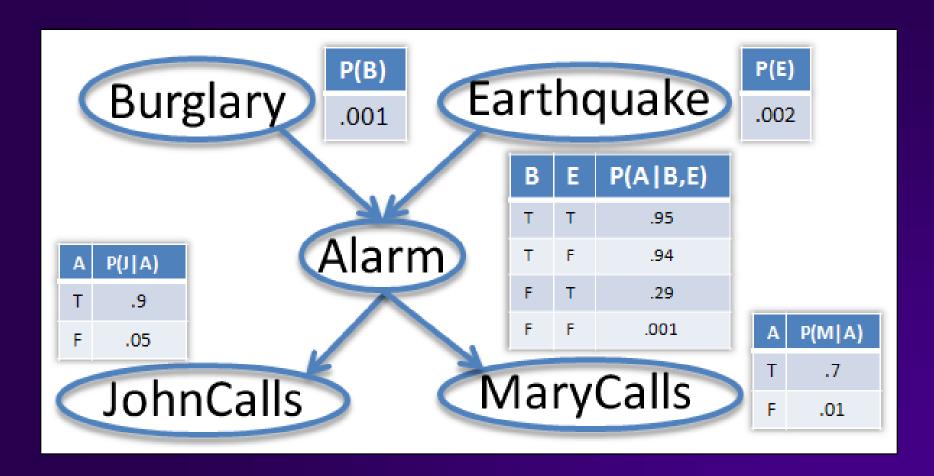
Tenemos dos vecinos, <u>John</u> y <u>Mary</u>, que se han comprometido en llamarnos al trabajo si escuchan la alarma. John siempre llama cuando escucha la alarma, pero a veces *confunde* el sonido del teléfono con el de la alarma. Mary, por otro lado, disfruta de escuchar música a alto volumen y a veces *no escucha* la alarma.

Dada la evidencia de quién ha llamado o no llamado, nos gustaría estimar la probabilidad de que haya habido un robo:

Estamos en el trabajo, llama John para avisar que escucha la alarma, pero Mary no llama; ¿hay robo?

Variables: Burglary, Earthquake, Alarm, JohnCalls, MaryCalls

Una BN para este ejemplo podría ser la siguiente:



Redes Bayesianas (BNs)

- Una BN describe completamente una distribución.
- Es decir, se sabe la probabilidad de *cualquier conjunción* de asignaciones de valores a cada variable:

$$P(X_1 = x_1 \circ X_2 = x_2 \circ \dots \circ X_n = x_n) = P(x_1, x_2, \dots, x_n)$$

 Cada entrada en la distribución completa puede ser calculada a partir de la información presente en la red:

$$P(x_1, x_2, ..., x_n) = \prod_{i=1}^{n} P(x_i \text{ zparents}(X_i))$$

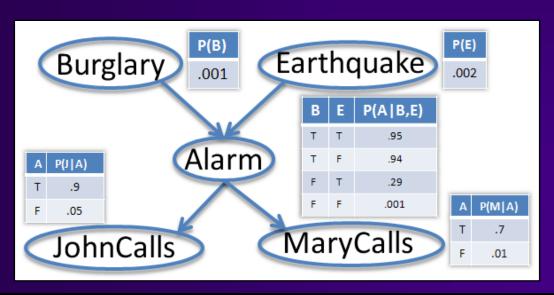
donde $parents(X_i)$ denota los valores de las variables en $Parents(X_i)$.

Podemos calcular la probabilidad de que la alarma *suene*, pero que no haya habido *ni robo ni terremoto*, y que tanto John como Mary *llamen*; usando variables abreviadas, tenemos:

$$P(a \sim \varnothing b \sim \varnothing e \sim j \sim m)$$

$$= P(j za)P(m za)P(a z\varnothing b \sim \varnothing e)P(\varnothing b)P(\varnothing e)$$

$$= 0.9 \times 0.7 \times 0.001 \times 0.999 \times 0.998 = 0.000628$$



Problemas

Los problemas más comunes a resolver dada una BN son:

- PE (Probabilidad de "evidencia" / *Inferencia*): computar la probabilidad de que un subconjunto de variables tengan valores dados (#*P-completo*).
- MAP (Probabilidad *marginal* posterior): dada evidencia e y variable X_i , computar $Pr(X_i = x_i \mid e)$ (*PP-completo en su versión de decisión*).
- MPE (explicación más probable): dada evidencia, encontrar la asignación para el resto de las variables que tenga la mayor probabilidad (NPcompleto en su versión de decisión).

Si bien todos estos problemas son *intratables* en su caso general, existen casos especiales con algoritmos polinomiales (exactos o de aproximación).

Modelos probabilísticos:

Redes de Markov

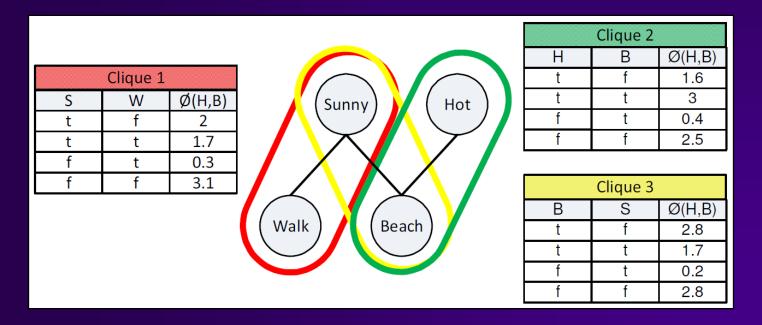
Redes de Markov (MRFs)

Una Red de Markov (o *Markov Random Field*, MRF) es un grafo *no dirigido* donde:

- cada nodo representa una variable aleatoria discreta;
- los arcos corresponden a una noción de interacción probabilística directa; ésta se parametriza con funciones potenciales (hay una función potencial por clique maximal);
- potenciales: funciones reales no negativas de los valores de las variables en cada clique (el estado del clique);
- un nodo es condicionalmente independiente del resto de los nodos en el grafo dados los valores de sus vecinos inmediatos (la Markov blanket del nodo).

Variables:

- Sunny (el día está soleado)
- Hot (el día está caluroso)
- Beach (vamos a la playa)
- Walk (vamos a caminar)



Redes de Markov (MRFs)

La *distribución conjunta* de las variables $X = \{X_1, X_2, ..., X_n\}$ se puede definir:

$$P(X = x) = \frac{1}{Z} \prod_{i} d_{i}(x_{\{i\}})$$

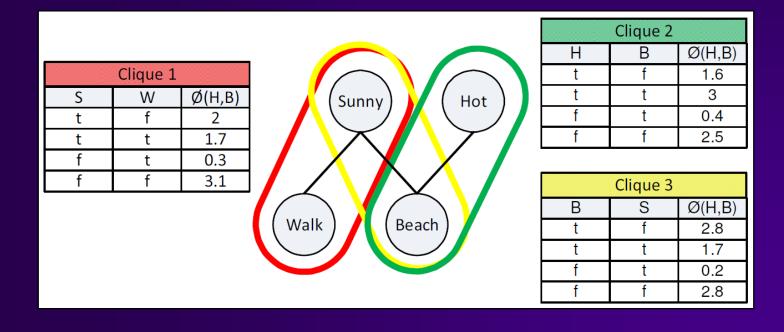
donde d_i es la función potencial y x_{yi} es el estado del i-ésimo clique maximal.

Z es una constante normalizadora para hacer que la suma de las probabilidades sea 1:

$$Z = \sum_{x \in X} \prod_{i} d_{i}(x_{\{i\}})$$

Podemos calcular la probabilidad de que esté *soleado* y *caluroso*, y que vayamos a la *playa* pero *no a caminar*:

$$P(s \sim h \sim b \sim \emptyset w) = \frac{1}{Z}(2 \times 3 \times 1.7) = \frac{10.2}{Z}$$



Redes de Markov (MRFs)

- Problema: expresar un valor para cada estado de cada clique es exponencial en el tamaño de los cliques.
- Podemos obtener una representación más compacta mediante funciones llamadas features.
- Por ejemplo, el modelo *log-linear* define:

$$P(X = x) = \frac{1}{Z}e^{\sum_{i} w_{i} f_{i}(x)}$$

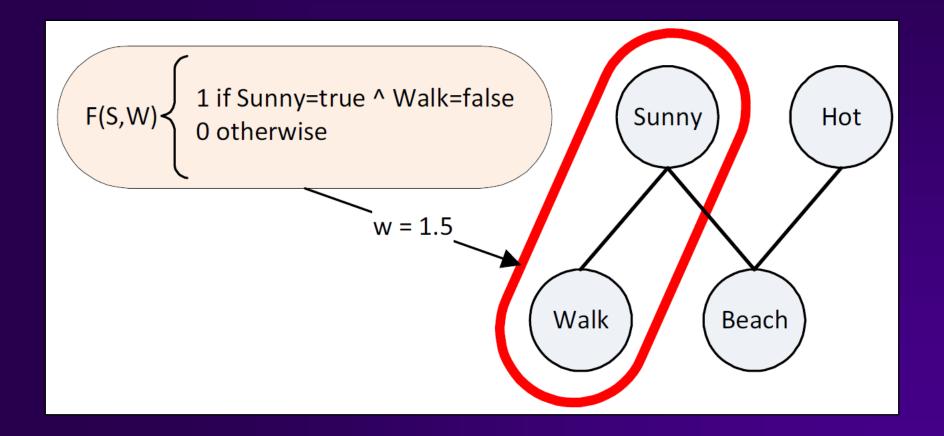
donde los *i* varían sobre el conjunto de cliques:

$$Z = \sum_{x \in X} e^{\sum_i w_i f_i(x)}$$

Redes de Markov (MRFs)

- Ahora, los *features* $f_i(x)$ (también funciones reales del estado) reemplazan a las funciones *potenciales*.
- Cada $f_i(x)$ tiene asociado un peso w_i
- Aquí consideramos features *binarios*: $f_i(x) \in y0,1\{$.
- La traducción más directa de la forma anterior a ésta es:
 - un feature correspondiente a cada estado posible $x_{\{i\}}$ de cada clique, con peso $\ln d_i(x_{\{i\}})$.

Volviendo a nuestro ejemplo, podemos definir un feature simple para el clique □Sunny, Walk□de la siguiente manera:



Modelos probabilísticos:

Redes Lógicas de Markov

(o Lógica de Markov)

Redes Lógicas de Markov (MLNs)

Una MLN es un conjunto finito de pares (F_i, w_i) , donde:

- F_i es una fórmula en FOL
- w_i es un número real (el peso de la fórmula)

Junto con un conjunto finito de *constantes* $C = \{c_1, c_2, ..., c_n\}$, define un $MRFM_{L,C}$ de la siguiente manera:

- M_{L,C} contiene un nodo binario para cada posible instancia básica de un átomo en L. El valor del nodo es 1 si el átomo es verdadero, y 0 si es falso.
- $M_{L,C}$ contiene un *feature* por cada *instancia básica* de *fórmulas* F_i en L. El valor del feature es 1 si es verdadera y 0 si no, y el peso es el valor w_i asociado con F_i en L.

Redes Lógicas de Markov (MLNs)

Observaciones:

- Los átomos básicos generan nodos en la red.
- Hay un arco entre dos nodos si y sólo si los átomos básicos correspondientes aparecen juntos en al menos una instancia básica de una fórmula en L.
- Las fórmulas generan cliques en la red.

Consideremos la MLN definida por los pares:

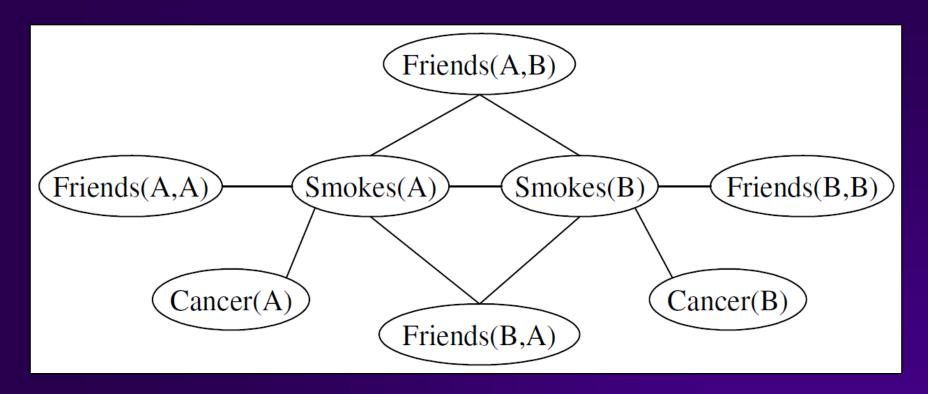
```
- (\forall x \ Sm(x) \ \ddot{Y} \ Ca(x), 1.5) \square Fumar causa cáncer
```

- $(\forall x \forall y Fr(x,y) \ddot{Y} (Sm(x) \leq Sm(y)), 1.1)$ □ si dos personas son amigas, o bien las dos fuman o ninguna de las dos fuma.

Tenemos las constantes: {Anna, Bob}.

 M_{L,C} ahora puede ser usada para inferir la probabilidad de que Anna y Bob son amigos dados sus hábitos de fumar, la probabilidad de que Bob tenga cáncer dada su amistad con Anna, y si ella tiene cáncer, etc.

El siguiente grafo corresponde a la MRF inducida:



Fórmulas: $\forall x \ Sm(x) \ \ddot{\forall} \ Ca(x), \ \forall x \ \forall y \ Fr(x,y) \ \ddot{\forall} \ \left(Sm(x) \le \ Sm(y)\right)$

Redes Lógicas de Markov (MLNs)

La *distribución* de probabilidad representada por la MLN es la siguiente:

$$P(X = x) = \frac{1}{Z}e^{\sum_{i} w_{i} n_{i}(x)}$$

donde $n_i(x)$ es la *cantidad* de instancias básicas de F_i que son satisfechas por x, y Z es la constante de normalización.

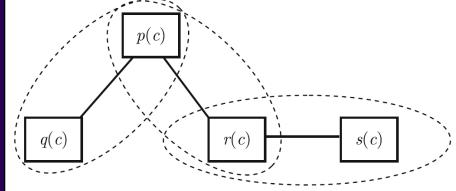
Otro ejemplo

Definamos una MLN con los siguientes pares:

$$W_1: (p(X) \ddot{Y} q(X), 1.2)$$
 $W_2: (p(X) \ddot{Y} r(X), 2)$
 $W_3: (s(X) \ddot{Y} r(X), 3)$

y el conjunto de constantes $\{c\}$.

Conjunto de átomos básicos {p(c), q(c), r(c), s(c)}, y el grafo:



Otro ejemplo

Tenemos entonces $2^4 = 16$ posibles *asignaciones* de valores para las variables de la MRF. Las probabilidades son:

λ_i	p(c)	q(c)	r(c)	s(c)	Satisfies	Potential	Probability
1	false	false	false	false	ψ_1,ψ_2,ψ_3	1.2 + 2 + 3 = 6.2	$e^{6.2}/Z \approx 0.127$
2	false	false	false	true	ψ_1,ψ_2	1.2 + 2 = 3.2	$e^{3.2}/Z \approx 0.006$
3	false	false	true	false	ψ_1, ψ_2, ψ_3	1.2 + 2 + 3 = 6.2	$e^{6.2}/Z \approx 0.127$
4	false	false	true	true	ψ_1, ψ_2, ψ_3	1.2 + 2 + 3 = 6.2	$e^{6.2}/Z \approx 0.127$
5	false	true	false	false	ψ_1,ψ_2	1.2 + 2 = 3.2	$e^{3.2}/Z \approx 0.006$
6	false	true	false	true	ψ_1,ψ_2	1.2 + 2 = 3.2	$e^{3.2}/Z \approx 0.006$
7	false	true	true	false	ψ_1,ψ_2,ψ_3	1.2 + 2 + 3 = 6.2	$e^{6.2}/Z \approx 0.127$
8	false	true	true	true	ψ_1, ψ_2, ψ_3	1.2 + 2 + 3 = 6.2	$e^{6.2}/Z \approx 0.127$
9	true	false	false	false		0	$e^0/Z \approx 0$
10	true	false	false	true		0	$e^0/Z \approx 0$
11	true	false	true	false	ψ_2, ψ_3	2 + 3 = 5	$e^5/Z \approx 0.038$
12	true	false	true	true	ψ_2, ψ_3	2 + 3 = 5	$e^5/Z \approx 0.038$
13	true	true	false	false	ψ_1,ψ_3	1.2 + 3 = 4.2	$e^{4.2}/Z \approx 0.017$
14	true	true	false	true	ψ_1	1.2	$e^{1.2}/Z \approx 0$
15	true	true	true	false	ψ_1, ψ_2, ψ_3	1.2 + 2 + 3 = 6.2	$e^{6.2}/Z \approx 0.127$
16	true	true	true	true	ψ_1, ψ_2, ψ_3	1.2 + 2 + 3 = 6.2	$e^{6.2}/Z \approx 0.127$

Otro ejemplo

• El factor normalizador Z se calcula como sigue:

$$Z = 7e^{6.2} + 3e^{3.2} + 2e^{0} + 2e^{5} + e^{4.2} + e^{1.2} \approx 3,891.673$$

Si queremos calcular la probabilidad de la fórmula
 p(c) ∞ q(c), debemos sumar las probabilidades de todos los
 mundos que la satisfacen, es decir 13, 14, 15 y 16:

$$\frac{e^{4.2} + e^{1.2} + e^{6.2} + e^{6.2}}{Z} \approx \frac{1,055.5}{3,891.673} \approx 0.271$$

Modelos probabilísticos:

Cadenas de Markov

Cadenas de Markov (MCs)

Una Cadena de Markov (MC) es un proceso estocástico $\{X_n\}_{n\in \mathbb{R}}$ $\cup \{0\}$:

- Conjunto de variables aleatorias que representan la evolución de un sistema de valores aleatorios en el tiempo.
- Verifica la propiedad de Markov:

dado $n \in \{0\}$ y los estados $x_0, x_1, \dots, x_n, x_{n+1}$, tenemos:

$$P(X_{n+1} = x_{n+1} z X_n = x_n, ..., X_0 = x_0) = P(X_{n+1} = x_{n+1} z X_n = x_n)$$

Cadenas de Markov (MCs)

- La propiedad de Markov afirma que la distribución de probabilidad condicional de estados futuros depende sólo del estado actual.
- Las MC se pueden representar como secuencia de grafos donde los arcos del grafo n se etiquetan con la probabilidad de ir de un estado en el momento n a otros estados en el momento n + 1:

$$P(X_{n+1} = x z X_n = x_n).$$

Cadenas de Markov (MCs)

• Se puede representar la misma información con la *matriz de transición* del tiempo n al n+1:

$$egin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1j} & \dots \\ p_{21} & p_{22} & \dots & p_{2j} & \dots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots \\ p_{i1} & p_{i2} & \dots & p_{ij} & \dots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots \end{pmatrix}$$

donde
$$p_{ij} = P(X_{n+1} = x_j zX_n = x_i)$$
.

• Dado que las probabilidades de transicionar del estado i al resto de los estados debe sumar 1, tenemos $\sum_i p_{ij} = 1$.

Hay *modelos sociológicos* que clasifican a las personas según sus ingresos en: clase baja, clase media y clase alta. Algunos estudios sugieren que el *determinante más fuerte* de la clase de ingresos de una persona es la clase de sus padres.

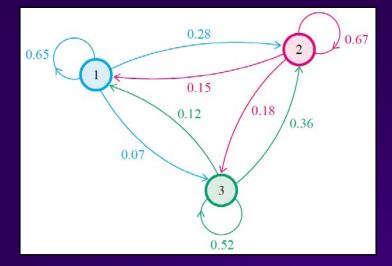
Tenemos entonces:

- una persona en la clase baja está en el estado 1
- una persona en la clase media está en el estado 2
- una persona en la clase alta está en el estado 3

		Proxima generacion			
	Estado	1	2	3	
Generación	1	0.65	0.28	0.07	
actual	2	0.18	0.67	0.18	
aotaar	3	0.12	0.36	0.52	

La información se puede expresar con un diagrama de

transición:

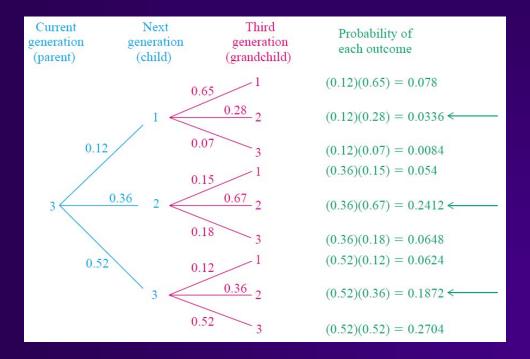


O con una matriz de transición:

$$\begin{bmatrix} 1 & 2 & 3 \\ 0.65 & 0.28 & 0.07 \\ 0.15 & 0.67 & 0.18 \\ 0.12 & 0.36 & 0.52 \end{bmatrix} = P$$

Ahora queremos saber las probabilidades de *cambios* en clase de ingreso en dos generaciones.

Por ejemplo, si un padre está en el estado 3, ¿cuál es la probabilidad de que un nieto dado esté en el estado 2?



Probabilidad: 0.0336 + 0.2412 + 0.1872 = 0.462

También podríamos tomar el elemento $(P^2)_{32}$:

$$\begin{pmatrix} 0.65 & 0.28 & 0.07 \\ 0.15 & 0.67 & 0.18 \\ 0.12 & 0.36 & 0.52 \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} 0.65 & 0.28 & 0.07 \\ 0.15 & 0.67 & 0.18 \\ 0.12 & 0.36 & 0.52 \end{pmatrix} =$$

$$= \begin{pmatrix} * & * & * \\ * & 0.12 \times 0.28 + 0.36 \times 0.67 + 0.52 \times 0.36 = 0.462 & * \end{pmatrix}$$

Cadenas de Markov (MCs)

- Decimos que una MC es regular si alguna potencia de su matriz de transición contiene todas entradas positivas.
- Si una MC con matriz P es regular, entonces existe un vector único V, tal que para cualquier vector de probabilidades v y valores grande de n tenemos:

$$v \cdot P^n \approx V$$
.

- El vector V se llama la distribución estacionaria de la MC.
- Para hallar V podemos resolver la ecuación $V \cdot P = V$, usando el hecho de las entradas deben sumar 1.
- Las potencias P^n se van *acercando* a la matriz cuyas filas corresponden a la distribución estacionaria V.

Queremos hallar $V = (v_1, v_2, v_3)$ tal que V.P = V, es decir,

$$(v_1 \quad v_2 \quad v_3).$$
 $\begin{pmatrix} 0.65 & 0.28 & 0.07 \\ 0.15 & 0.67 & 0.18 \\ 0.12 & 0.36 & 0.52 \end{pmatrix} = (v_1 \quad v_2 \quad v_3)$

Resolviendo el sistema de ecuaciones:

$$\begin{cases} -0.35v_1 + 0.15v_2 + 0.12v_3 = 0\\ 0.28v_1 - 0.33v_2 + 0.36v_3 = 0\\ 0.07v_1 + 0.18v_2 - 0.48v_3 = 0\\ v_1 + v_2 + v_3 = 1 \end{cases}$$

obtenemos
$$V = \left(\frac{104}{363}, \frac{532}{1089}, \frac{245}{1089}\right) \approx (0.2865, 0.4885, 0.2250)$$

Si computamos varias potencias de la matriz, observamos que se *aproximan* a la matriz cuyas filas corresponden a la distribución *estacionaria*:

$$P^{4} = \begin{pmatrix} 0.34 & 0.47 & 0.20 \\ 0.27 & 0.50 & 0.23 \\ 0.26 & 0.29 & 0.25 \end{pmatrix}$$

$$P^{10} = \begin{pmatrix} 0.29 & 0.49 & 0.22 \\ 0.29 & 0.49 & 0.23 \\ 0.29 & 0.49 & 0.23 \end{pmatrix}$$

$$P^{16} = \begin{pmatrix} 0.29 & 0.49 & 0.22 \\ 0.29 & 0.49 & 0.22 \\ 0.29 & 0.49 & 0.22 \end{pmatrix}$$

¿Para qué podemos usar las MCs?

- Las Cadenas de Markov son la base de muchos algoritmos basados en tomar muestras a partir de una distribución (sampling).
- Son la base de la familia de métodos Markov Chain Monte Carlo, nombradas en honor al Casino de Monte-Carlo en Mónaco:

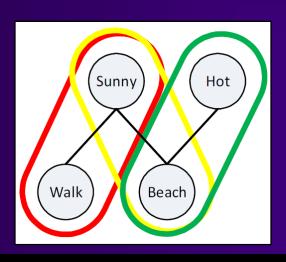


Markov chain Monte Carlo (MCMC)

- Queremos *aproximar* una distribución P(X|x)
- La idea del método es simular una MC yX_i{ _{i∈}} _{∪{0}} con distribución estacionaria P(X|x):
 - 1) Comenzamos con un estado *aleatorio* X_0 .
 - 2) Se genera el *próximo* estado iterativamente tomando *muestras* del *valor* de una de las variables X_i *condicionada* por los valores actuales de las variables en la *Markov blanket* de X_i .
 - 3) La dist. estacionaria se puede aproximar ejecutando el paso 2 suficientes veces (esta cantidad de veces se denomina *mixing time*).
- Nótese que cada muestra del valor de X_i depende sólo de su predecesor X_{i-1}.
- La probabilidad de una consulta también se puede computar mediante este tipo de random walk.

Consulta: $P(Beach \mid Sunny = true, Hot = true)$

- Como primer estado podemos tomar: $\{s, h, b, \neg w\}$
- Para el próximo tomamos una muestra de Walk dada su Markov blanket, es decir, $P(Walk \mid Sunny = true)$
- Si la muestra es Walk = true, el próximo estado es: $\{s, h, b, w\}$
- Si luego de 10 pasos tenemos 8 donde Beach = true y 2 donde Beach = false, tenemos que $P(B = true \mid S = true, H = true) = 0.8$ y P(B = true)



Algunas conclusiones

- Vimos cuatro ejemplos de modelos que se pueden usar para representar la incertidumbre del dominio de aplicación:
 - Las BNs son útiles cuando las dependencias son acíclicas y tenemos la información de las dependencias condicionales (estructura del grafo + probabilidades).
 - Las MRFs son más flexibles dado que permiten ciclos y probabilidades derivadas de pesos; la desventaja es que la relación entre pesos y probabilidades no siempre es clara.

Algunas conclusiones

- Vimos cuatro ejemplos de modelos que se pueden usar para representar la incertidumbre del dominio de aplicación:
 - Las MLNs son esencialmente moldes de primer orden para MRFs.
 - Las MCs son útiles en métodos MCMC para aproximar las distribuciones especificadas por otros modelos (como BNs o MRFs), y también otros sistemas dinámicos.
- La complejidad computacional de todos estos modelos es alta, pero existen métodos de aproximación y/o restricción para atacarla.

Ontologías Datalog+/- probabilísticas

Datalog+/- Probabilístico

- Objetivo: combinar Datalog+/- "clásico" con modelos probabilísticos (en esta clase, MLNs).
- La idea básica consiste en anotar fórmulas con conjuntos de eventos probabilísticos:
 - Las anotaciones significan que la fórmula en cuestión sólo aplica cuando el evento asociado sucede.
 - La distribución de probabilidad asociada a los eventos se describe mediante una MLN.
- En esta clase nos vamos a enfocar en las llamadas "ranking queries", pero también veremos resultados para consultas conjuntivas y threshold (umbral).

- Repaso de notación::
 - Universo infinito de constantes □
 - Conjunto infinito de *nulls* etiquetados \square_N
 - Conjunto infinito de variables
 - Esquema relacional □, el cual consiste de un conjunto finito de nombres de relación (o símbolos predicativos).
- Nota: Diferentes constantes representan diferentes valores, pero diferentes nulls pueden representar el mismo valor.
- Usamos X para denotar la secuencia $X_1, ..., X_n$, con $n \square 0$.
- Un término t es una constante, null o variable.
- Una fórmula atómica (o *átomo*) tiene la forma $P(t_1, ..., t_n)$, donde P es un predicado n-ario y los t_i 's son términos.

• Una (instancia) de base de datos D sobre \square es un conjunto de átomos con predicados de \square y argumentos de \square .

```
D = \{emp(bob), manager(bob), directs(bob, hr), emp(ann), \\ supervises(bob, ann), manager(ann), works_in(ann, hr), \\ works_in(bob, hr), works_in(bob, finance)\}
```

Una consulta conjuntiva (CQ) sobre □ tiene la forma:

$$Q(\mathbf{X}) = \Box \mathbf{Y} \Box (\mathbf{X}, \mathbf{Y})$$
, donde \Box es una conjunción de átomos.

$$Q(X) = manager(X) \square directs(X,hr) \qquad X = \dots$$

• Una CQ Booleana (BCQ) sobre sobre □ tiene la forma:

$$Q() = \Box X, Y \Box (X,Y)$$
, donde \Box es una conj. de átomos.

$$Q() = \Box X \operatorname{manager}(X) \Box \operatorname{directs}(X, hr) \quad Yes / \operatorname{No}(X)$$

- Las respuestas a las consultas se definen vía homomorfismos, que son mapeos □ □ □ □ □ □ □ □ □ □ □ □
 □_N □ □ tal que.:
 - $c \square \square \text{ implica } \square(c) = c$
 - $\ c \ \square \ \square_N \text{implica} \ \square(c) \ \square \ \square \ \square \ \square_N$
 - — □ se extiende a átomos, conjuntos de átomos y conjunciones.
- La $respuesta\ Q(D)$ es el conjunto de tuplas t sobre \square tal que \square : X \square Y \square \square \square \square \square N, \square (\square (X,Y)) \square N, y \square (X) = t.

Para $Q(X) = manager(X) \square directs(X,hr)$, el conjunto de respuestas sobre D es $Q(D) = \{bob\}$.

La respuesta a $Q() = \square X \operatorname{manager}(X) \square \operatorname{directs}(X,hr)$ es Yes.

Las *Tuple-generating Dependencies* (TGDs) son restricciones de la forma □X□Y □(X,Y) □ □Z □(X,Z) donde □ y □ son conjunciones atómicas sobre □ llamadas el cuerpo y cabeza de la TGD, respectivamente.

• Ejemplos de TGDs:

```
manager(M) \square emp(M)
manager(M) \square \square P \ directs(M,P)
emp(E) \square \ directs(E,P) \square
\square E' \ emp(E') \square \ supervises(E,E') \square \ works\_in(E',P)
```

- Dada una BD D y un conjunto \square de TGDs, el conjunto de modelos $mods(D, \square)$ es el conjunto de todos los B tal que:
 - $-D \square B$
 - toda \square \square está satisfecha en B.
- El conjunto de *respuestas* para una CQ Q a D y \square , $ans(Q,D,\square)$, es el conjunto de todas alas tuplas a tales que $a \square Q(B)$ para todo $B \square mods(D,\square)$.
- Las respuestas se pueden computar por medio del chase, un procedimiento para reparar una BD con respecto a un conjunto de dependencias.

- Regla (informal) del chase para TGDs:
 - una TGD \square es aplicable en una BD si $body(\square)$ mapea a átomos en D;
 - si no está ya en D, la aplicación de \square sobre D agrega un átomo con nulls "frescos" correspondientes a cada variables existencialmente cuantificada en $head(\square)$.
- El chase (posiblemente infinito) es un *modelo universal*: existe un homomorfismo de $chase(D, \mathbb{Q})$ a cada $B \square mods(D, \mathbb{Q})$.
- Por lo tanto, tenemos que $D \square Q \square Q$ iff $chase(D, Q) \square Q$.
- Si Q respeta ciertas restricciones, las CQs se pueden evaluar sobre un fragmento de *profundidad constante* $k \square |Q|$, el cual es PTIME en la complejidad data.

Consideremos la ontología:

```
emp(bob)

emp(E) \square \square M \ emp(M) \square \ managerOf(M,E)
```

Consideremos la ontología:

```
emp(bob)

emp(E) \square \square M \ emp(M) \square \ managerOf(M,E)
```

Chase:

emp(bob)

Consideremos la ontología:

```
emp(bob)
emp(E) \square \square M \ emp(M) \square \ managerOf(M,E)

Chase:
emp(bob)
emp(z_1)
managerOf(z_1,bob)
```

Consideremos la ontología:

```
emp(bob)
emp(E) \square \square M emp(M) \square managerOf(M,E)
Chase:
emp(bob)
emp(z_1)
managerOf(z_1,bob)
emp(z_2)
managerOf(z_2,z_1)
```

Consideremos la ontología:

```
emp(bob)

emp(E) \square \square M \ emp(M) \square \ managerOf(M,E)
```

Chase:

emp(bob)

 $|emp(z_1)|$

 $managerOf(z_1,bob)$

 $emp(z_2)$

 $managerOf(z_2,z_1)$

• • •

Consulta:

 $Q() \square \square X managerOf(X,bob)$

Consideremos la ontología:

```
emp(bob)
```

$$emp(E) \ \Box \ \Box M \ emp(M) \ \Box \ managerOf(M,E)$$

Chase:

emp(bob)

 $emp(z_1)$

 $managerOf(z_1,bob)$

 $emp(z_2)$

 $managerOf(z_2,z_1)$

• • •

Consulta:

 $Q() \square \square X managerOf(X,bob)$

Respuesta: Yes

Consideremos la ontología:

```
emp(bob)
emp(E) \square \square M \ emp(M) \square \ managerOf(M,E)
```

Chase:

emp(bob)

 $|emp(z_1)|$

 $managerOf(z_1,bob)$

 $emp(z_2)$

 $\overline{managerO}f(z_2,z_1)$

• • •

Consulta:

 $Q(X) \square managerOf(X,bob)$

Consideremos la ontología:

```
emp(bob)
emp(E) \square \square M \ emp(M) \square \ managerOf(M,E)
```

Chase:

emp(bob)

 $emp(z_1)$

 $managerOf(z_1,bob)$

 $emp(z_2)$

 $managerOf(z_2, z_1)$

• • •

Consulta:

 $Q(X) \square managerOf(X,bob)$

Respuesta: {}

Repaso: NCs y EGDs

- Las Negative Constraints (NCs) son fórmulas de la forma
 □X □(X) □ □, donde □(X) es una conjunción de átomos.
- Son fáciles de verificar, dado que se puede hacer la CQ
 □(X) y verificar que el conjunto de respuestas sea vacío.
- Las Equality Generating Dependencies (EGDs) son de la forma $\square X \square (X) \square X_i = X_j$, donde \square es una conjunción de átomos y X_i , X_j son variables en X.
- El chase se puede extender fácilmente para TGDs y EGDs.
- En general suponemos que las son separables, lo cual intuitivamente significa que las EGDs y TGDs son independientes entre sí.

Ontologías Datalog+/- Probabilísticas

- En esta parte vamos a usar las Redes Lógicas de Markov como modelo probabilístico de base para extender Datalog+/-.
- Si bien algunos aspectos algorítmicos (buscando tratabilidad) dependen de este modelo, la propuesta se puede formular utilizando *cualquier representación* de una distribución de probabilidad sobre eventos.

Modelemos el ejemplo del comienzo con una MLN:

```
\square_1: ann(S_1,I_1,num) \square ann(S_2,I_2,X) \square overlap(I_1,I_2) = :3
```

$$\square_2$$
: $ann(S_1,I_1,shop) \square ann(S_2,I_2,mag) \square overlap(I_1,I_2) : 1$

 \square_3 : $ann(S_1,I_1,dl) \square ann(S_2,I_2,pers) \square overlap(I_1,I_2) : 0.25$



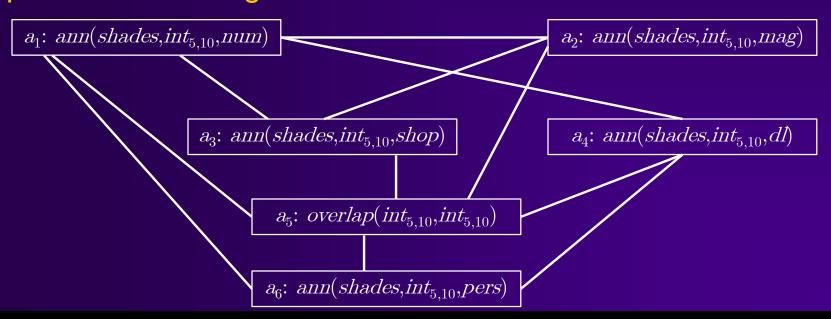
Modelemos el ejemplo del comienzo con una MLN:

 \square_1 : $ann(S_1,I_1,num) \square ann(S_2,I_2,X) \square overlap(I_1,I_2) = 3$

 \square_2 : $ann(S_1,I_1,shop) \square ann(S_2,I_2,mag) \square overlap(I_1,I_2) : 1$

 \square_3 : $ann(S_1,I_1,dl) \square ann(S_2,I_2,pers) \square overlap(I_1,I_2) : 0.25$

Representación en grafo:



Las probabilidades asociadas a cada mundo son:

\Box_i	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5	a_6	SAT	Probability
1	False	False	False	False	False	False		$e^0 \ / \ Z$
2	False	False	False	True	True	True	\square_3	$e^{0.25} \ / \ Z$
3	True	False	False	True	True	True	$\square_1,\;\square_3$	$e^{3+0.25} \ / \ Z$
4	True	False	True	True	True	True	$\square_1,\;\square_3$	$e^{3+0.25} \ / \ Z$
5	False	True	False	False	True	False		$e^0 \ / \ Z$
6	False	True	True	False	True	True	$\square_{\!2}$	$e^1 \ / \ Z$
7	False	True	True	True	True	True	$\square_{\!2},\;\square_{\!3}$	$e^{1+0.25} \ / \ Z$
8	True	True	True	True	True	True	$\Box_{\!1},\;\Box_{\!2},\;\Box_{\!3}$	$e^{3+1+0.25} \ / \ Z$

... (en total son 64 combinaciones de valores posibles para las 6 variables aleatorias Booleanas).

Ontologías Datalog+/- Probabilísticas

- Una ontología Datalog+/- probabilística consiste de una ontología Datalog+/- clásica O junto con una MLN M.
 Notación: KB = (O, M)
- Las fórmulas de O se *anotan* con un conjunto de pares $\Box X_i = x_i \Box$ con $x_i \Box \{true, false\}$ (o 0 y 1, resp.).
- Las variables que *no aparecen* en la anotación no están restringidas (y por lo tanto pueden tomar *cualquier valor*).
- Mundo posible: conjunto de pares $\square X_i = x_i \square$ donde cada $X_i \square X$ tiene un par correspondiente.
- <u>Intuición</u>: dado un mundo posible, se *induce* un subconjunto de las fórmulas de *O*.

Ontologías Datalog+/- Probabilísticas

- Una ontología Datalog+/- probabilística consiste de una ontología Datalog+/- clásica O junto con una MLN M.
 Notación: KB = (O, M)
- Las fórmulas de O se *anotan* con un conjunto de pares $\Box X_i = x_i \Box$, con $x_i \Box \{true, false\}$ (o 0 y 1, resp.).
- En ontologías con "acoplamiento alto" (tightly coupled)
 permitimos variables en las anotaciones, las cuales pueden
 aparecer del lado de la ontología:
 - Ejemplo: number(X): $\{ann(X,I,num) = true\}$
- Esto aumenta la expresividad, pero causa que la cantidad de mundos dependa del tamaño de la BD.

Volviendo al ejemplo

Adaptamos las fórmulas de los ejemplos anteriores para armar una ontología Datalog+/- probabilística:

```
book(X) \square editorialProd(X)
                                                  : \{\}
magazine(X) \square editorialProd(X)
                                                  : \{\}
author(X) \square person(X,P)
                                                  : \{\}
descLogic(X) \square author(X) \square \square
                                                  : \{ann(X,I_1,dl) = 1 \square ann(X,I_2,pers) = 1\}
                                                    overlap(I_1,I_2) = 0
shop(X) \square editorialProd(X) \square \square
                                                  : \{ann(X,I_1,shop) = 1 \square ann(X,I_2,mag) = 1\}
                                                    overlap(I_1,I_2) = 0
                                                  : \{ann(X,I_1,num) = 1 \square ann(X,I_1,date) = 1\}
number(X) \square date(X) \square \square
                                                    overlap(I_1,I_2) = 0
```

Nota: Las fórmulas con anotación vacía valen siempre.

Ranking Queries (RQs)

- RQ: ¿cuáles son los átomos básicos que se infieren de una KB, en orden decreciente de probabilidad?
- Semántica: la probabilidad de que un átomo básico *a* se infiera corresponde a la suma de las probabilidades de los mundos posibles en los que la KB inducida infiere la CQ *a*.
- Recordemos que los mundos son eventos disjuntos.
- Lamentablemente, computar las probabilidades de los átomos es un problema intratable:
 - <u>Teorema 1</u>: Dada una KB, computar Pr(a) es #P-hard en la complejidad data.
- Veremos algunas formas de atacar esta intratabilidad.

MLNs conjuntivas

- Veamos una clase especial de MLNs:
 - Una MLN conjuntiva (cMLN) es una MLN en la cual todas las componentes (F, w) son tales que F es una conjunción de átomos.
- Esta restricción permite definir clases de equivalencia sobre los mundos posibles de M:
 - Informalmente, dos mundos son *equivalentes* si y sólo si satisfacen las mismas fórmulas en M.
 - Si bien aun hay una cantidad exponencial de clases, hay algunas propiedades que podemos aprovechar.
- Proposición 1: Dada una cMLN M, decidir si una clase de equivalencia C es vacía está en PTIME.

MLNs conjuntivas: Propiedades

- <u>Proposición 2</u>: Dada cMLN M y clase C, todos los elementos de C se pueden obtener en tiempo *lineal* en el tamaño de la *salida*.
- Proposición 3: Dada cMLN M y mundos \square_1 y \square_2 , tenemos que si \square_1 \square_M \square_2 entonces $Pr(\square_1) = Pr(\square_2)$.
- Proposición 4: Dada cMLN M y mundos \square_1 y \square_2 , decidir si $Pr(\square_1) \square Pr(\square_2)$ está en PTIME.
- Lamentablemente, computar probabilidades exactas en cMLNs sigue siendo intratable:

<u>Teorema 2</u>: Sea a átomo; decidir si $Pr(a) \square k$ es PP-hard en la complejidad data.

MLNs conjuntivas: Ejemplo

Consideremos la siguiente KB:

$$p(X) \square q(X) \qquad : \{\square m(X) = 1\square, \square n(X) = 0\square\}$$

$$p(a) \qquad : \{\square m(a) = 1\square\}$$

$$p(b) \qquad : \{\square n(a) = 1\square\}$$

$$p(c) : \{ \Box m(c) = 1 \Box, \Box n(c) = 0 \Box \}$$

con cMLN $M = \{(m(X), 1.5), (n(X), 0.8)\}$ y constantes $\{a,b,c\}$:

$$f_1: (m(a), 1.5), \qquad f_2: (n(a), 0.8)$$

$$f_3$$
: $(m(b), 1.5),$ f_4 : $(n(b), 0.8)$

$$f_5$$
: $(m(c), 1.5),$ f_6 : $(n(c), 0.8)$

En este caso, tenemos $2^6 = 64$ clases (aquí, un mundo por clase).

Algoritmo anytimeRank

Entradas: KB = (O,M), predicado stopCond (M no tiene variables)

- 1. Inicializar score, un mapeo de átoms a \square ; i := 1;
- 2. While $i \; \square \; 2^{|M|}$ and !stopCond do

```
a) C := compMostProbEqClass(M,i); // Por constr.
```

- b) $S := \square; i := i + 1;$
- c) While ($|S| \square |C|$) and !stopCond do // Prop. 1
 - $\square := compWorld(C,S); // \square \square C y \square \square S$

$$S := S \square \{\square\};$$

for all atoms $a \square atomicCons(O_{\sqcap})$ do

$$score := score + \exp(\Box_{F_j \Box M, \ C \Box F_j} w_j)$$
 // Prop. 3

$$out := out \ \square \ atomicCons(O_{\sqcap})$$

3. Retornar *out* ordenado en forma decreciente de *score*.

// Prop. 4

// Prop. 2

Ejemplo (continuado)

Class	f_1	f_3	f_{5}	f_2	f_4	f_6	$\square_j W_j$
C_1	1	1	1	1	1	1	6.9
C_{2}	1	1	1	1	1	0	6.1
C_3	1	1	1	1	0	1	6.1
C_{4}	1	1	1	0	1	1	6.1
C_5	1	1	1	1	0	0	5.3

Esta tabla muestra 5 de las 64 clases en el ejemplo, ordenadas de acuerdo al *score* asignado a sus mundos (*e elevado al valor en la última columna*).

 $O_{C_1} \square \{p(a), p(b)\}$ sumarle $e^{6.9}$ a score(p(a)) y score(p(b))

```
\begin{array}{c} \overline{O_{C_1} \; \Box \; \{p(a), \, p(b)\}} \\ \text{sumarle} \; e^{6.9} \; \text{a} \; score(p(a)) \; \text{y} \; score(p(b)) \\ \\ O_{C_2} \; \Box \; \{p(a), \, p(b), \, p(c), \, q(c)\} \\ \text{sumarle} \; e^{6.1} \; \text{a} \; score(p(a)), \, score(p(b)), \, score(p(c)), \, \text{y} \; score(q(c)) \end{array}
```

```
O_{C_1} \square \{p(a), p(b)\} sumarle e^{6.9} a score(p(a)) y score(p(b)) O_{C_2} \square \{p(a), p(b), p(c), q(c)\} sumarle e^{6.1} a score(p(a)), score(p(b)), score(p(c)), y score(q(c)) O_{C_3} \square \{p(a)\} sumarle e^{6.1} a score(p(a))
```

```
O_{C_1} \ \Box \ \{p(a), p(b)\} sumarle e^{6.9} a score(p(a)) y score(p(b)) O_{C_2} \ \Box \ \{p(a), p(b), p(c), q(c)\} sumarle e^{6.1} a score(p(a)), score(p(b)), score(p(c)), y score(q(c)) O_{C_3} \ \Box \ \{p(a)\} sumarle e^{6.1} a score(p(a)) O_{C_4} \ \Box \ \{p(a), p(c), q(c)\} sumarle e^{6.1} a score(p(a)), score(p(c)), y score(q(c))
```

```
O_{C_1} \square \{p(a), p(b)\}
sumarle e^{6.9} a score(p(a)) y score(p(b))
O_{C_2} \square \{p(a), p(b), p(c), q(c)\}
sumarle e^{6.1} a score(p(a)), score(p(b)), score(p(c)), y score(q(c))
O_{C_3} \square \{p(a)\}
sumarle e^{6.1} a score(p(a))
O_{C_4} \square \{p(a), p(c), q(c)\}
sumarle e^{6.1} a score(p(a)), score(p(c)), y score(q(c))
O_{C_5} \square \{p(a), p(b), q(a)\}
sumarle e^{5.3} a score(p(a)), score(p(b)), y score(q(a))
```

```
O_{C_1} \square \{p(a), p(b)\}
sumarle e^{6.9} a score(p(a)) y score(p(b))
O_{C_2} \square \{p(a), p(b), p(c), q(c)\}
sumarle e^{6.1} a score(p(a)), score(p(b)), score(p(c)), y score(q(c))
O_{C_3} \square \{p(a)\}
sumarle e^{6.1} a score(p(a))
O_{C_4} \square \{p(a), p(c), q(c)\}
sumarle e^{6.1} a score(p(a)), score(p(c)), y score(q(c))
O_{C_5} \square \{p(a), p(b), q(a)\}
sumarle e^{5.3} a score(p(a)), score(p(b)), y score(q(a))
```

Supongamos que nos detenemos ahí; los puntajes parciales son:

$$score(p(a)) = 2530.18$$
 $score(p(b)) = 1638.47$
 $score(p(c)) = 891.71$ $score(q(c)) = 891.71$

Acotando el error de anytimeRank

 Teorema 3: En una ejecución de anytimeRank que ha analizado s mundos y t clases, la masa total de score sin asignar está acotada por arriba por:

$$U = (2^n \square s) \square \exp \left(\square_{F_j \square M, C_{t+1} \square F_j} w_j \right)$$

- Con este teorema se puede determinar un orden parcial demostrablemente correcto con respecto a los valores de probabilidad, usando los valores de score parciales.
- Por lo tanto, se puede utilizar como parte de la condición de detención de anytimeRank.

Evaluación empírica

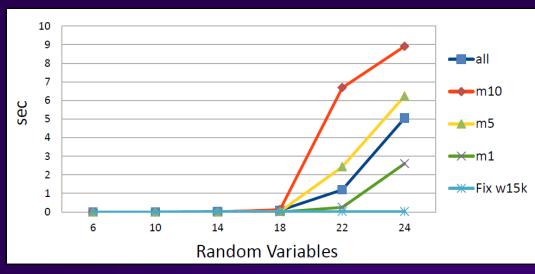
- Framework implementado utilizando:
 - El sistema Nyaya para respuesta de consultas ontológicas (de Virgilio, Orsi, Tanca, and Torlone); y
 - El ProbCog toolbox (Jain, Barthels, and Beetz)
- Se derivaron ontologías usando el benchmark LUBM:
 - sampling aleatorio de una BD de 1.000 átomos;
 - generación aleatoria de una cMLN con a lo sumo 5 fórmulas,
 con a lo sumo 5 átomos y evidencia con a lo sumo 20 átomos;
 - generación aleatoria de anotaciones tal que al menos 70% de la KB está anotada con anotaciones no vacías.

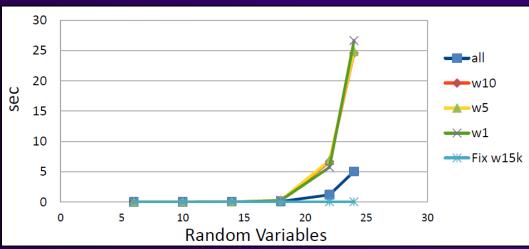
Se usaron las siguientes consultas:

- $q_1(X,Y,Z) \square worksFor(X,Y), affiliatedOrganization(Y,Z).$
- $q_2(X,Y) \square person(X,Y), teacherOf(X,Y), course(Y).$
- $q_3(X,Y,Z) \square \overline{student(X), advisor(X,Y), facultyStaff(Y),} takesCourse(X,Z), teacherOf(Y,Z), course(Z).$
- $q_4(X,Y) \square person(X,Y), worksFor(X,Y), organization(Y).$
- $q_5(X,Y) \square person(X), worksFor(X,Y), university(Y), hasAlumnus(Y,X).$
- $q_6(X) \square student(X)$.
- $q_7(X) \square fullProfessor(X)$.

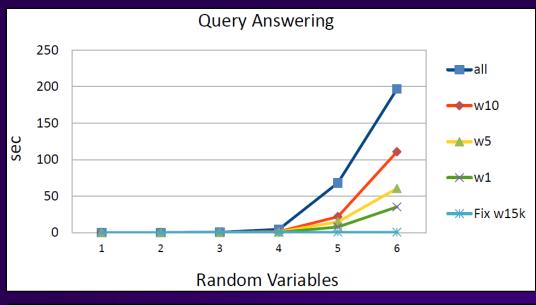
- Tarea a evaluar: ranking de respuestas a estas consultas.
- Diferentes estrategias de exploración para mundos:
 - Enumeración por fuerza bruta (Naive);
 - Sampleo Monte Carlo del 1%, 5% y 10% del conjunto de mundos posibles, más una muestra fija de 15.000 mundos; y
 - Enumeración decreciente, con los mismos tamaños (Top-down).
- Experimento 1: Comparación de tiempos de ejecución:
 - Tiempo para hacer el sampling: Naive vs. MC;
 - Tiempo para hacer inferencia ontológica usando los mundos sampleados; y
 - Performance de respuesta de consultas: Top-down vs. MC.

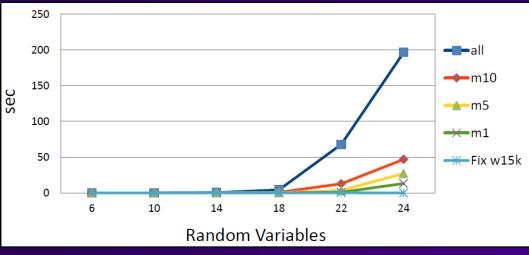
Resultados: Sampling





Resultados: Respuesta a consultas

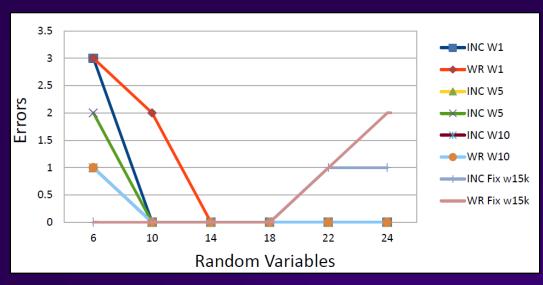


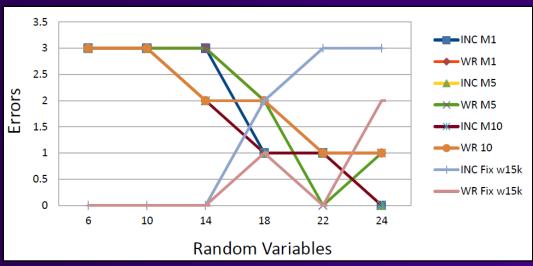


Experimento 2: Precisión:

- Comparación de resultados generados por las aproximaciones vs. el algoritmo naive, que es sano y completo.
- Dos tipos de errores posibles:
 - Ranking *incompleto*: faltan tuplas en la respuesta;
 - Ranking equivocado: la respuesta es sana y completa en cuanto a contenido, pero hay errores de ordenamiento.
- El tamaño de la salida de las consultas (rankings) fue de entre 30 y 50 tuplas.

Resultados: Tasa de error





Otras direcciones

- Existen otros tipos de consultas:
 - Consultas threshold: ¿cuál es el conjunto de átomos que se infieren con probabilidad al menos p?
 - Consultas conjuntivas: ¿cuál es la probabilidad con la que una conjunción de átomos se infiere?
- Hay resultados preliminares acerca de la tratabilidad de cada tipo de consulta usando los dos tipos de sampling.
- También se están estudiando otros fragmentos de MLNs.

Referencias

[Luk12] T. Lukasiewicz, M. V. Martinez, G. Orsi, G. I. Simari: "Heuristic Ranking in Tightly Coupled Probabilistic Description Logics". Proc. of UAI 2012, pp. 554–563.

[Got13] G. Gottlob, T. Lukasiewicz, M. V. Martinez, G. I. Simari: "Query Answering Under Uncertainty in Datalog+/- Ontologies". AMAI 69(1):37–72, 2013.

[Luk18] T. Lukasiewicz, M. V. Martinez, G. Orsi, G. I. Simari: "Exact and Approximate Query Answering in Tightly Coupled Probabilistic Datalog+/-". En preparación, 2018.

[PrOQAW] Project PrOQAW (UK Engineering and Physical Sciences Research Council): http://www.cs.ox.ac.uk/projects/ProQAW/

[DIADEM] Project DIADEM (European Research Council):

http://diadem.cs.ox.ac.uk/

[Nyaya] Nyaya Ontological Query Answering System:

http://mais.dia.uniroma3.it/Nyaya/

[ProbCog] ProbCog MLN Toolbox:

http://ias.cs.tum.edu/research/probcog

Referencias

Parte del contenido de este curso está basado en trabajo de investigación realizado en colaboración con Maria Vanina Martinez, Thomas Lukasiewicz, Georg Gottlob, V.S. Subrahmanian, Avigdor Gal, Andreas Pieris, Giorgio Orsi, Livia Predoiu y Oana Tifrea-Marciuska.