# Polygene Krankheiten und Assoziationsanalyse

Peter N. Robinson

Institut für medizinische Genetik Charité Universitätsmedizin Berlin

6. Januar 2015

#### **Outline**

Komplexe und monogene Erkrankungen

Kopplungsanalysen komplexer Merkmale

Assoziation vs. Kopplung

#### Kartierung mendelnder Erkrankungen (Rückblick)

- Die Suche nach Krankheitsgenen mit der lod-Wert-Analyse setzt ein definiertes Vererbungsmodell voraus
  - Autosomal dominant
  - Autosomal rezessiv
  - X-chromosomal rezessiv
- Für komplexe Krankheiten haben wir jedoch keine genauen Vorstellungen über den Vererbungsmodus, Allelhäufigkeiten, Penetranz ...

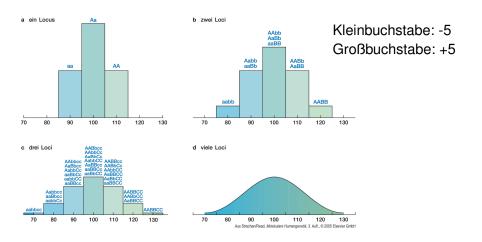
#### dichotome und kontinuierliche Merkmale

- dichotom: gr. dicha = entzwei,  $tom \approx Schnitt$
- Ein "Entweder-Oder"-Merkmal
  - z.B. Lippenkiefergaumenspalte oder keine Spalte
  - Viele Mendelsche Erkrankungen lassen sich als dichotome Merkmale verstehen

#### Kontinuierliche/Quantitative Merkmale

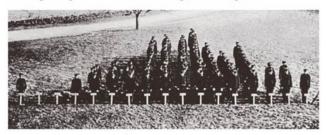
- Kontinuierliche Merkmale werden durch das Zusammenwirken von Allelen an mehreren Genorten (und durch Umweltfaktoren) bedingt
- polygen: durch eine große Zahl unabhängiger mendelscher Merkmale bestimmt

# Gauß-Verteilung polygener Merkmale

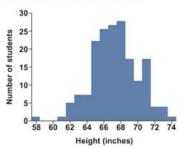


#### Körpergröße

A "living histogram"—distribution of height in a college class



Normal distribution = bell curve

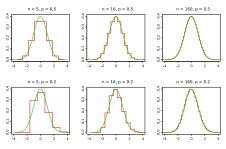


#### Zentraler Grenzwertsatz

 Unter der Annahme, dass die Ausprägung eines Merkmals das Ergebnis additiver genetischer Effekte ist

$$X = \sum X_i$$

 dann gilt der zentrale Grenzwertsatz (central limit theorem) die Summe einer großen Zahl von unabhängigen, identisch verteilten Zufallsvariablen ist annähernd normalverteilt



Wikipedia Commons

#### Schwellenmodell

- Medizinischer interessant sind die Krankheiten, die tendenziell familiär auftreten, ohne ein mendelndes Vererbungsmuster zu zeigen
- Viele solche Krankheiten sind dichotom, z.B. Gaumenspalte
- Anfälligkeit, eine Krankheit zu entwickeln, könnte jedoch einer Gauß'schen Verteilung entsprechen.
- Übersteigt die Anfälligkeit einen bestimmten Schwellenwert, kommt es zur Entwicklung der Krankheit

#### Polygenes Schwellenmodell



Abb. 4.14 Falconers polygenes Schwellenmodell für dichotome nichtmendelnde Merkmale. Die Anfälligkeit für die Krankheit ist polygen und normal verteilt (grüne Kurve). Menschen, deren Anfälligkeit über einem bestimmten Schwellenwert liegt (Gleichgewichtspunkt in Abbildung 4.13), erkranken. Ihre Geschwister (violette Kurve) zeigen einehehere durchschnittliche Anfälligkeit als das Bevölkerungsmittel; außerdem neigt ein größerer Anteil von ihnen dazu, die Schwelle zu überschreiten. Daher kommt die Krankheit familiär gehäuft vor.

#### **Outline**

Komplexe und monogene Erkrankunger

Kopplungsanalysen komplexer Merkmale

Assoziation vs. Kopplung

# Der $\lambda$ -Wert ist ein Maß für die Häufung in Familien

- Die erste Entscheidung ist, ob ein nicht mendelndes Merkmal genetisch (mit)bedingt ist
- Dazu muss erst gezeigt werden, dass eine Krankheit in Familien gehäuft auftritt
- Sei K die Prävalenz einer Erkrankung in der Bevölkerung
- Sei  $K_R$  die Prävalenz einer Erkrankung bei Verwandten (Relatives) eines erkrankten Probanden
- Der  $\lambda$ -Wert von Risch<sup>†</sup> definiert sich als

$$\lambda_R = \frac{K_R}{K}$$

and Unlinked Determinants of Disease Am J Human Genet 40:1-14, 1987



# Der $\lambda$ -Wert ist ein Maß für die Häufung in Familien

- ullet  $\lambda$  ist für jeden Verwandtschaftsgrad gesondert zu bestimmen
- z.B. beträgt für Geschwister (Siblings) eines Probanden mit einer Schizophrenie  $\lambda_{\mathcal{S}}=12,6$
- Unter bestimmten Voraussetzungen nimmt  $\lambda_R$  mit jedem Verwandtschaftsgrad um  $\frac{1}{2}$  ab.

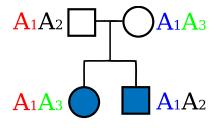
#### Erkrankte Geschwister Paare



- Affected sib pairs (ASP)-Methode
- Ziel: Auffinden von chromosomalen Segmenten, die betroffene Personen gemeinsam haben (Hinweis auf Anfälligkeitslocus)
  - Hierbei keine Annahme eines bestimmten Modells wie autosomal dominant
  - daher "nichtparametrisch"

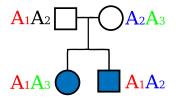


# Identical by state (IBS)

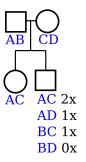


- identity by state = eigenschaftsidentisch
- Dieses Geschwisterpaar besitzt zwei unabhängige Kopien von A<sub>1</sub>

#### Identical by descent (IBD)



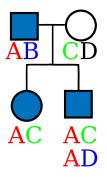
- identity by descent = Identität durch Abstammung
- Dieses Geschwisterpaar besitzt 2 Kopien desselben v\u00e4terlichen A<sub>1</sub>-Allels



- Für ein zufällig gewähltes Locus ist eine zufällige Segregation zu erwarten.
  - kein elterliches Allel gemeinsam: 1/4 (AC BD)
  - ▶ ein elterliches Allel gemeinsam: 1/2 (AC AD und AC BC)
  - ► zwei elterliche Allele gemeinsam 1/4 (AC AC)

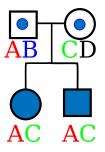
17 / 59

#### **ASP**



 Handelt es sich beim Locus um den Krankheitslocus für eine dominante Krankheit, besitzen die Geschwister mindestens ein übereinstimmendes Allel.

#### **ASP**



 Handelt es sich beim Locus um den Krankheitslocus für eine rezessive Krankheit, besitzen die Geschwister zwei übereinstimmende Allele.

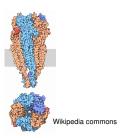
#### **ASP**

- Im Allgemeinen (ungeachtet des genetischen Modells) ist eine signifikante Abweichung von den Häufigkeiten 1/4 – 1/2 – 1/4 ein Hinweis für eine Kopplung an einen prädisponierenden Locus für eine Krankheit
- Daher lässt sich eine ASP-Analyse ohne vorherige Annahmen über die Vererbung der untersuchten Krankheit durchführen

# Einzelnes Anfälligkeitsallel

- Was ist ein Anfälligkeitslocus (susceptibility locus)?
- Beispiel: Nikotinische Acetylcholinrezeptoren werden durch Acetylcholin aber auch durch Nikotin geöffnet
- Nikotinrezeptoren können an Karzinogene binden
- Eine Variante D398N im Nikotinrezeptorgen CHRNA5 erhöht das Risiko für Lungenkrebs<sup>†</sup>





<sup>†</sup> Hung RJ et al (2008) A susceptibility locus for lung cancer maps to nicotinic acetylcholine receptor subunit genes on 15q25.

#### Einzellocusmodell

- Betrachten wir nun ein Modell<sup>†</sup>, wobei eine Variante in einem einzigen Locus für eine erhöhte Anfälligkeit für eine bestimmte (nicht mendelnde) Erkrankung verantwortlich ist
- Betrachten wir Verwandte vom Typ R (z.B. R=S, sibs/Geschwister)
  - $lackbox{$|$} \Phi_R$ : Wahrscheinlichkeit, dass zwei Verwandte vom Typ R keine IBD-Allele teilen
- z.B.  $\Phi_R = \frac{1}{4}$  für Geschwister,  $\Phi_R = \frac{1}{2}$  für Halbgeschwister bzw. für Großeltern/Enkel, . . .
- K: Prävalenz der Erkrankung in der Allgemeinbevölkerung
- K<sub>R</sub>: Prävalenz der Erkrankung unter Verwandten vom Typ R eines Probanden mit der Erkrankung

<sup>1</sup> Risch N (1987) Assessing the Role of HLA-linked and Unlinked Determinants of Disease Am J Human Genet **40**:1-14, **1987** 



# Einzellocusmodell (1)

- Falls die Verwandten kein gemeinsames IBD-Allel teilen, dann sind sie diesbezüglich genetisch unabhängig
- Die Wahrscheinlichkeit, dass eine Person in der Bevölkerung die Erkrankung entwickelt, ist K
- Die Wahrscheinlichkeit, dass zwei unabhängige Personen die Erkrankung entwickeln, ist  $K^2$
- Die Wahrscheinlichkeit, dass zwei Verwandte erkranken, gegeben dass sie keine IBD-Allele teilen, ist daher

 $P(2 \text{ R erkrankt}|2 \text{ R mit 0 IBD}) = K^2$ 

# Einzellocusmodell (2)

 Ohne a priori Information über IBD-Allele, kann die Wahrscheinlichkeit, dass zwei Verwandte beide erkrankt sind, errechnet werden aus der Wahrscheinlichkeit, dass eine Person erkrankt (K) multipliziert durch die Wahrscheinlichkeit, dass ein Verwandter dieser Person erkrankt (K<sub>R</sub>)

$$P(2 R erkrankt) = K \cdot K_R$$

# Einzellocusmodell (3)

 Die Wahrscheinlichkeit, dass zwei Verwandte erkranken und keine IBD-Allele teilen, lässt sich anhand der Definition der bedingten Wahrscheinlichkeit berechnen:

$$p(X,Y) = p(X|Y)p(Y)$$

P(2 R erkrankt und 2 R mit 0 IBD)

 $= P(2 \text{ R erkrankt}|2 \text{ R mit 0 IBD}) \times P(2 \text{ R mit 0 IBD})$ 

$$= K^2 \times \Phi_R$$

# Einzellocusmodell (4)

Bayes' Gesetz

$$p(Y|X) = \frac{p(X|Y)p(Y)}{p(X)}$$

daher1

$$P(2 \text{ R mit 0 IBD} \mid 2 \text{ R erkrankt}) = \frac{P(2 \text{ R erkrankt} \mid 2 \text{ R mit 0 IBD})P(2 \text{ R mit 0 IBD})}{P(2 \text{ R erkrankt})}$$

$$= \frac{K^2 \cdot \Phi_R}{K \cdot K_R}$$

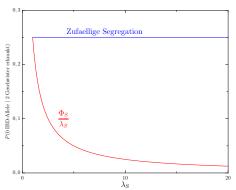
$$= \Phi_R \cdot \frac{K}{K_R}$$

$$= \left[\frac{\Phi_R}{\lambda_R}\right]$$

Peter N. Robinson (Charité) Polygene Krankheiten 6. Januar 2015 26 / 59

<sup>1</sup> zur Erinnering:  $\lambda_R = \frac{K_R}{K}$ ;  $\Phi_R$ : Wahrscheinlichkeit, dass zwei Verwandte vom Typ R keine IBD-Allele teilen  $\frac{1}{2}$   $\frac{1}{2$ 

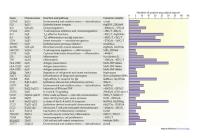
# Einzellocusmodell (4)



- Je größer das Risiko für Geschwister eines erkrankten Probanden, selber zu erkranken ( $\lambda_S$ ), desto unwahrscheinlicher ist es, dass erkrankte Geschwisterpaare keine IBD-Allele teilen
- Umgekehrt steigt mit  $\lambda_S$  die Wahrscheinlichkeit für erkrankte Geschwisterpaare, gemeinsame IBD-Allele zu teilen.

27 / 59

# Einzellocusmodell (5)



Ausgewählte Asthma-Loki. Vercelli (2008) Nature Reviews Immunology 8:169-182

- Im Allgemeinen nimmt man die Existenz mehrfacher (jeweils unterschiedlicher) Anfälligkeitsgene für häufige Krankheiten wie Schizophrenie, Herzinfarkt, Diabetes mellitus...
- Eine Vielzahl mathematischer Modelle für multiple Anfälligkeitsloci sind entwickelt worden<sup>†</sup>

↓□▶ ↓□▶ ↓ □▶ ↓ □▶ ↓ □ ♥ ♀ ○

46:222-228

z.B. Risch N (1990) Linkage Strategies for Genetically Complex Traits. 1. Multilocus Models Am. J. Hum. Genet.

# ASP-Analyse: Ein Locus

• Verschiedene statistische Methoden. Am einfachsten ist der  $\chi^2$ -Test:

geteilte IBD-Allele	0	1	2
beobachtet:	<i>O</i> <sub>0</sub>	<i>O</i> <sub>1</sub>	<i>O</i> <sub>2</sub>
erwartet:	$E_0$	E <sub>1</sub>	E <sub>2</sub>

$$\chi_{df=2}^2 = \sum_{i=0}^2 \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$$

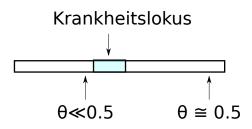
#### ASP-Analyse: Ein Locus

- Erwarterte Anzahl geteilte (IBD) Allele
  - p(beide Allele geteilt)=0.25
  - p(ein Allel geteilt)=0.5
  - p(kein Allel geteilt)=0.25

$$\mathbb{E}[\# \text{ geteilte Allele }] = 0.25 \times 2 + 0.5 \times 1 + 0.25 \times 0 = 1 \tag{1}$$

#### ASP-Analyse: Idee

 Ist ein Marker an den (gesuchten) Krankheitslokus gekoppelt, dann werden zwei erkrankte Geschister dasselbe Markerallel häufiger als per Zufall erben



- $\theta \ll$  0.5: betroffene Geschister teilen mehr als ein IBD Allel, falls genetische Ätiologie vorliegt
- $m{ heta} pprox 0.5$ : betroffene Geschister teilen durchschnittlich ein IBD Allel

31 / 59

- 119 Geschiwsterpaare mit IDDM (Diabetes) werden auf eine mögliche Kopplung an das XYZ Lokus untersucht
- 10 Paare teilen 0 IBD Allele
- 49 Paare teile 1 Allel
- 60 Paare teilen 2 Allele

- O<sub>2</sub>, O<sub>1</sub>, O<sub>0</sub> sind die beobachteten<sup>2</sup> Zahlen der Geschwisterpaare mit 2, 1 und 0 geteilten IBD Allelen
- $E_2, E_1, E_0$  sind die erwarteten<sup>3</sup> Zahlen
- Für 119 Paare betragen die erwarteten Zahlen:

$$E_0 = 0.25 \times 119 = 29.75$$

• 
$$E_1 = 0.5 \times 119 = 59.5$$

• 
$$E_2 = 0.25 \times 119 = 29.75$$

<sup>2</sup>"O": observed

<sup>3</sup>"E": expected



Anzahl IBD Allele	0	1	2
erwartet	29.75	59.5	29.75
beobachtet	10	49	60

- > ibd = c(10,49,60,29.75,59.5,29.75)
- > m = matrix(ibd,ncol=3,byrow=T)
- > chisq.test(m,corr=F)

Pearson's Chi-squared test

data: m X-squared = 21.0247, df = 2, p-value = 2.72e-05

#### 2 Freiheitsgrade

- Alternativ: Vergleich der beobachteten und erwarteten Anzahl geteilter Allele
- Beobachtet:
  - ▶ geteilt: 2 × O<sub>2</sub> + 1 × O<sub>1</sub>
  - ▶ ungeteilt:  $2 \times O_0 + 1 \times O_1$
- Erwartet: N × 1 f
  ür N Geschisterpaare

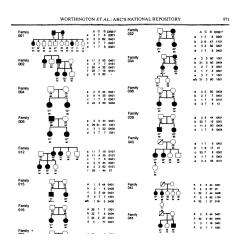
$$\chi^{2} = \sum_{i=0}^{2} \frac{(O_{i} - E_{i})^{2}}{E_{i}}$$

$$= \frac{(2 \times O_{2} + 1 \times O_{1} - N)^{2}}{N} + \frac{(2 \times O_{0} + 1 \times O_{1} - N)^{2}}{N}$$

```
> ibd < c(2*10+49, 2*60+49,119,119)
> m <- matrix(ibd,ncol=2,byrow=T)</pre>
> m
     [,1] [,2]
[1,] 69 169
[2,] 119 119
> chisq.test(m,corr=F)
Pearson's Chi-squared test
data:
     m
X-squared = 21.9784, df = 1, p-value = 2.757e-06
```

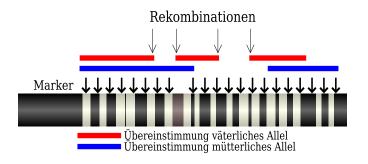
#### 1 Freiheitsgrad

Familien charakterisieren<sup>4</sup>

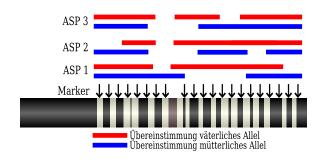


<sup>&</sup>lt;sup>4</sup>Worthington J. et al. (1994) Br. J. Rheumatol., **33**, 970–976

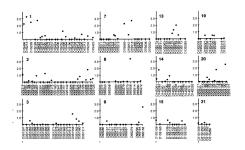
Loci testen



Ergebnisse f
ür alle Geschwisterpaare auswerten



Ergebnisse f
ür alle Geschwisterpaare auswerten



#### **Outline**

Komplexe und monogene Erkrankungen

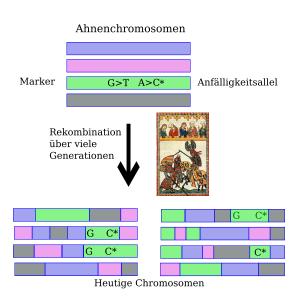
Kopplungsanalysen komplexer Merkmale

Assoziation vs. Kopplung

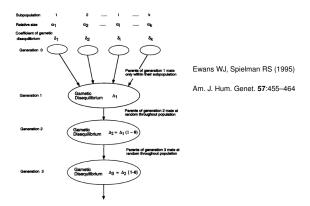
# Assoziation vs. Kopplung

$Kopplung \leftrightarrow Loci$	Wie weit ist ein Marker vom Krankheitslo-		
	kus entfernt?		
Assoziation $\leftrightarrow$ Allele	Wird ein bestimmtes Markerallel mit dem		
	prädisponierenden Allel mitvererbt?		
Kopplung	familienspezifisch		
Assoziation	aufgrund eines Kopplungsungleichge-		
	wichts innerhalb einer Population		
Assoziation	besteht über viel geringere Abstände in		
	Genom als Kopplung		

#### **Assoziation**

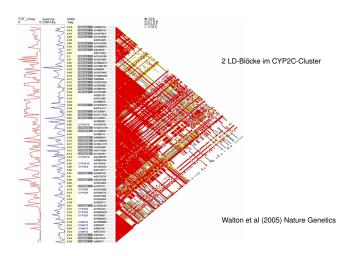


### **Assoziation**

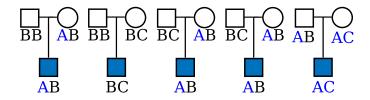


- Anfangs isolierte Populationen
- ullet Nach der Zusammenkunft der ehemals getrennten Populationen, nimmt die Kopplung zwischen Markern entsprechend ullet ab

### Linkage Disequlibrium

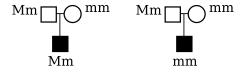


### Transmission-Disequilibrium-Test (TDT)



- In 4/5 Fällen wurde das Allel A an ein erkranktes Kind vererbt
- Annahme: Allel A ist in LD mit einem "angestammten" Anfälligkeitsallel/Krankheitsgen

### Transmission-Disequilibrium-Test (TDT)



- a = # Fälle, bei denen M vererbt wurde
- b = # Fälle, bei denen *M* nicht vererbt wurde
- Statistik:

$$\chi_{td}^2 = \frac{(a-b)^2}{(a+b)}$$

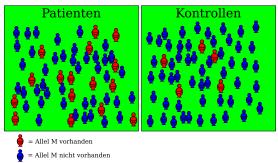
• Ungefähr  $\chi^2$ -verteilt mit einem Freiheitsgrad

#### Fall-Kontroll-Studien

- Die Häufigkeit von SNP-Allelen in zwei Gruppen vergleichen
  - Personen mit der Erkrankung
  - Unbetroffene Kontrollen oder zufällig aus der Bevölkerung ausgewählte Personen
- Eine erhöhte Häufigkeit eines SNP-Allels in Patienten verglichen mit Kontrollen deutet darauf hin, dass das Allel das Risiko für die Erkrankung erhöht

#### Fall-Kontroll-Studien

Fall-Kontroll-Studie



Genotyp	Patienten	Kontrollen
M vorhanden	а	b
M nicht vorhanden	С	d

• Statistische Auswertung mit  $\chi^2$ -Test

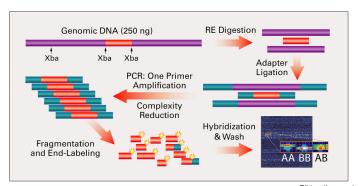
#### Fall-Kontroll-Studien

$$\chi^{2} = \sum_{i=0}^{2} \frac{(O_{i} - E_{i})^{2}}{E_{i}}$$

Mehrere Varianten f
ür spezifische Fragestellungen<sup>†</sup>

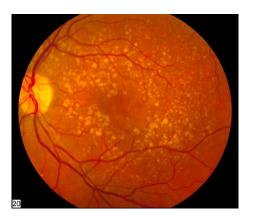
vgl. Lewis CM (2002) Genetic association studies: design, analysis and interpretation. Brief Bioinform 3:146-53.

### **SNP-Chips**



Bildquelle: www.imagenes-bio.de

 SNP-Chips mit bis zu 500.000 SNPs (oder mehr) von Affymetrix und anderen Anbietern



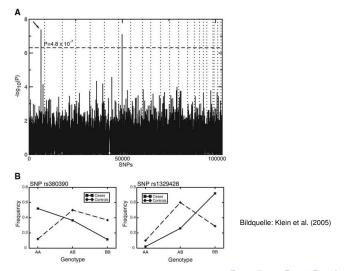
- Degeneration der Makula lutea ("Punkt des schärfsten Sehens")
- Hauptursache der Erblindung bei Menschen über 55 Jahre alt

- Bis 2005 hatten Assoziationsstudien mit Kandidatengenen kein positives Ergebnis erbracht.
- Studie mit 100K SNP-Chip<sup>†</sup> mit 96 Fällen und 50 Kontrollen
- 116.204 SNPs ausgewertet, davon waren 105.980 informativ. Davon wurden 103.611 autosomalen SNPs in die Endanalyse einbezogen

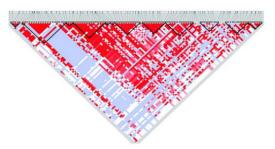
Klein RJ, et al. (2005) Complement factor H polymorphism in age-related macular degeneration. Science 308:385–9

- Für jeden SNP wurde ein Test auf allelische Assoziation mit Makuladegeneration durchgeführt.
- Als Korrektur für multiples Testen wurde eine Bonferroni-Korrektur durchgeführt, d.h., nur diejenigen SNPs wurden für signfikant gehalten, welche einen p-Wert  $< 0.05/103.611 = 4.8 \times 10^{-7}$  aufwiesen.

Zwei SNPs waren signifikant

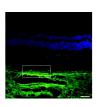


- Beide SNPs lagen in einem Intron des Gens für Complement H auf Chromosom 1q31
- Eine LD-Analyse zeigte, dass die SNPs innerhalb einer Region mit hohem LD gelegen sind



Bildquelle: Klein et al. (2005)

- Die SNP-Studie hat gekoppelte Marker innerhalb einer Region mit starkem Kopplungsungleichgewicht identifiziert
- Jetzt galt es, den eigentlichen funktionellen Polymorphismus zu finden, welcher die Entstehung der Makuladegeneration bei den Patienten begünstigt hatte
- Alle Exons des Gens für Complement H wurden sequenziert  $\rightarrow$  Y402H
- Ablagerung von Complement wurden in der Netzhaut betroffener Patienten nachgewiesen



Bildquelle: Klein et al. (2005)

#### Genetische Assoziationen

Gene

Umwelt

Marfan Syndrome Darmkrebs Neurofibromatosis Brustkrebs Hämophilie Mukoviszidose

M. Alzheimer

Diabetes Asthma

Schizophrenie

Lungenkrebs Verkehrsunfall Hautkrebs Tuberkulose

#### zum Schluss

Email: peter.robinson@charite.de

#### weiterführende Literatur

- Strachan & Read, Kapitel 15
- Lewis CM (2002) Genetic association studies: design, analysis and interpretation. Brief Bioinform 3:146-53.