



# Die Aufmerksamkeitsdefizit-/Hyperaktivitätsstörung bei Kindern und Jugendlichen in der ambulanten Versorgung in Deutschland

## Teil 3 – Identifizierung raumzeitlicher Cluster der Diagnoseprävalenz im Zeitraum 2009 bis 2016

Manas K. Akmatov • Jakob Holstiege • Ramona Hering • Mandy Schulz • Annika Steffen • Jörg Bätzing

DOI: 10.20364/VA-18.02

### Abstract

#### Hintergrund

Die Aufmerksamkeitsdefizit-/Hyperaktivitätsstörung (ADHS) ist eine der häufigsten entwicklungsneurologischen Erkrankungen im Kindes- und Jugendalter. Studien berichten über eine zunehmende Prävalenz in den letzten Jahren. Aufgrund verschiedener methodischer Ansätze und unterschiedlicher diagnostischer Kriterien ist es allerdings schwierig, Aussagen über die tatsächliche Prävalenzzunahme zu treffen. Die bisher vorliegenden Studienergebnisse zur Schätzung der ADHS-Prävalenz basieren auf unterschiedlichen methodischen Ansätzen und weisen teilweise ausgeprägte Abweichungen voneinander auf. Die Ziele der vorliegenden Untersuchung sind, die aktuelle ADHS-Diagnoseprävalenz bei Kindern und Jugendlichen anhand verfügbarer ambulanter, bundesweiter Versorgungsdaten zu schätzen und deren raumzeitliche Entwicklung zu untersuchen.

#### Methodik

Für die Studie wurden die bundesweiten vertragsärztlichen Abrechnungsdaten für die Jahre 2009 bis 2016 verwendet. Die Studienpopulation waren Kinder und Jugendliche zwischen 5 und 14 Jahren. Ein ADHS-Fall wurde nach Diagnosen der ICD-10 Klassifikation (Code F90.- „Hyperkinetische Störung“) abgegrenzt. Eingeschlossen wurden Patienten, bei denen die Diagnose in mindestens zwei unterschiedlichen Quartalen eines jeweiligen Kalenderjahres kodiert wurde (M2Q-Kriterium). Die Diagnoseprävalenz wurde für die jeweiligen Jahre als Anteil der ADHS-Fälle zu allen Versicherten, die mindestens einmal im jeweiligen Kalenderjahr vertragsärztliche Leistung in Anspruch genommen hatten, bestimmt. Mit dem *Local Moran's I* wurden Nachbarschaftseffekte auf Kreisebene analysiert. Die k-means-Cluster-Analyse für longitudinale Daten wurde verwendet, um die Prävalenz im Zeitverlauf

in den Kreisen zu untersuchen. Mithilfe der hierarchischen logistischen Regression wurden darüber hinaus die Faktoren für eine ADHS-Diagnose auf Individual- und Kreisebene untersucht. Diese Analyse wurde anschließend stratifiziert nach Kreistyp durchgeführt.

### Ergebnisse/Schlussfolgerung

Im Jahr 2016 lebten in Deutschland knapp 260.000 GKV-versicherte Kinder und Jugendliche im Alter von 5 bis 14 Jahren mit einer ADHS-Diagnose. Dies entspricht einer Diagnoseprävalenz von 4,33 % (95%-Konfidenzintervalle, KI: 4,31–4,34 %). Die Diagnoseprävalenz zeigte von 2011 bis 2016 keine zunehmende Tendenz. Bei Jungen wurde dreimal so häufig ADHS diagnostiziert wie bei Mädchen (adjustiertes Odds Ratio, aOR: 3,10; 95%-KI: 3,07–3,13). Die höchste Diagnoseprävalenz war sowohl bei Jungen als auch bei Mädchen in der Altersgruppe von 10 bis 14 Jahren zu verzeichnen. Kinder und Jugendliche in dünner besiedelten ländlichen Kreisen haben häufiger eine ADHS-Diagnose erhalten als Gleichaltrige in kreisfreien Großstädten. Es waren ausgeprägte kleinräumige Prävalenzunterschiede zu beobachten. Die Diagnoseprävalenz variierte deutlich auf Kreisebene, zwischen 1,6 und 9,7 % im Jahr 2016. Cluster mit höheren Prävalenzwerten waren im Norden Bayerns, im Süden von Rheinland-Pfalz, im Osten Niedersachsens sowie in Ostthüringen und Westsachsen zu sehen. Nachbarschaftseffekte mit niedriger Diagnoseprävalenz finden sich u. a. in Südhessen und im südlichen Baden-Württemberg. Die k-means-Methode ergab sechs Cluster mit unterschiedlichen Größen; das größte Cluster bestand aus 117 Kreisen (29 %) und das kleinste aus neun Kreisen (2,2 %). In allen identifizierten Clustern war ein stagnierender Trend zu verzeichnen. Auf Kreisebene hatten Kinder und Jugendliche, die in Kreisen mit einer höheren Dichte an Kinder- und Jugendpsychiatern lebten ( $> 1,2$  pro 100.000 GKV-Versicherte), eine 1,22-mal höhere Chance für eine ADHS-Diagnose als Kinder aus Kreisen mit der geringsten Dichte ( $\leq 0,6$  pro 100.000 GKV-Versicherte). Dieser Effekt war ausgeprägter in städtischen Kreisen (aOR: 1,40; 95%-KI: 1,15–1,71). Zudem hatten Kinder und Jugendliche aus Kreisen mit einem niedrigeren Anteil an Menschen ohne deutsche Staatsangehörigkeit eine signifikant erhöhte Chance für eine ADHS-Diagnose (aOR: 1,29; 95%-KI: 1,10–1,51). Besonders deutlich war dieser Effekt in städtischen Kreisen (aOR: 1,55; 95%-KI: 1,20–2,00).

Die ADHS-Diagnoseprävalenz zeigt für den Untersuchungszeitraum keine zunehmende Tendenz. Regional betrachtet bestehen zwar weiterhin deutliche Unterschiede bezüglich der Häufigkeit von ADHS-Diagnosen, allerdings konnte hier ein tendenzieller Rückgang der regionalen Variation der Prävalenz beobachtet werden. Der Anteil der Menschen ohne deutsche Staatsangehörigkeit sowie die Verfügbarkeit von Kinder- und Jugendpsychiatern zeigen relevante Zusammenhänge mit der Diagnosestellung, erklären aber nur zum Teil die regionalen Prävalenzunterschiede. Weitere Studien mit angepassten Studiendesigns und entsprechenden Datengrundlagen sind indiziert, um die Ursachen der regionalen Prävalenzvariation noch tiefergehend zu untersuchen.

### Schlagwörter („Keywords“)

ADHS, Clusteranalyse, Diagnoseprävalenz, Diagnostik, Mehrebenenanalyse, Pädiatrie, Prävalenz, räumliche Autokorrelation, raumzeitliche Cluster, Zeitreihe

### Zitierweise

Akmatov MK, Holstiege J, Hering R, Schulz M, Steffen A, Bätzing J. Die Aufmerksamkeitsdefizit-/Hyperaktivitätsstörung (ADHS) bei Kindern und Jugendlichen in der ambulanten Versorgung in Deutschland. Teil 3 – Identifizierung raumzeitlicher Cluster der Diagnoseprävalenz im Zeitraum 2009 bis 2016. Zentralinstitut für die kassenärztliche Versorgung in Deutschland (Zi). Versorgungsatlas-Bericht Nr. 18/02. Berlin 2018. DOI: 10.20364/VA-18.02. URL: <https://www.versorgungsatlas.de/themen/alle-analysen-nach-datum-sortiert/?tab=6&uid=88>

## Abstract (English)

### Background

The attention-deficit/hyperactivity disorder (ADHD) is one of the most frequent neurodevelopmental disorders among children and adolescents. Studies report about increasing prevalence in recent years. However, due to different methodological approaches and various diagnostic criteria applied in the studies it is difficult to estimate real prevalence trends. Previous studies that estimated ADHD prevalence used different methodological approaches which resulted in partly different prevalence estimates. The aims of the current study are to provide up-to-date data on ADHD administrative prevalence for children and adolescents based on available nationwide outpatient claims data and to examine its spatiotemporal development.

### Methods

We used nationwide claims data from the years 2009 to 2016. The study population comprised children and adolescents between 5 and 14 years of age. An ADHD case was defined according to the ICD-10 criteria (code F90 “Hyperkinetic disorder”). We considered patients having ADHD, for whom diagnoses were coded in at least two quarters of the corresponding year (M2Q criterion). An administrative prevalence was defined as a ratio of the number of ADHD cases to the total number of insurants, who had at least one outpatient visit in the corresponding year. Local Moran’s I was used to examine spatial distribution of ADHD among districts and to classify them into spatial clusters and spatial outliers. The k-means-cluster-analysis for longitudinal data was used to examine the course of the prevalences in 402 districts over the years 2009 to 2016. Finally, we used multilevel logistic regression analysis to examine individual- and district-related factors associated with an ADHD diagnosis. This analysis was stratified by rural/urban residence.

### Results/Conclusion

Approx. 260,000 statutory insured children and adolescents between 5 and 14 years lived in Germany with ADHD in the year 2016. This corresponds to an administrative prevalence of 4.33% (95% confidence intervals [CI]: 4.31–4.34%). The administrative prevalence did not show an increasing trend during 2011 to 2016. Boys were three-times more likely to be diagnosed with ADHD than girls (adjusted odds ratio [aOR]: 3.10; 95% CI: 3.07–3.13). The highest administrative prevalence was observed in both genders in the age group of 10 to 14 years. Children and adolescents living in rural districts with a low population density received ADHD diagnoses more frequently than those living in large urban districts. We observed pronounced small-area differences with prevalence estimates ranging from 1.6% to 9.7%. We identified districts with similar high prevalence estimates (*e.g.* in the north part of Bavaria, the south part of Rhineland-Palatinate, the east of Lower Saxony and Thuringia and the west of Saxony). Districts with spatial clusters of low-low prevalence estimates were found in the south of Hesse and Baden-Wuerttemberg. The k-means-method resulted in six clusters of different size; the biggest cluster contained 117 districts (29%) and the smallest nine districts (2.2%). We observed a stagnating trend in all identified clusters. Children and adolescents living in districts with a higher density of paediatric psychiatrists were 1.22-times more likely to be diagnosed with ADHD diagnosis as compared to those living in districts with a lower density. This effect was most pronounced in urban districts (aOR: 1.40; 95% CI: 1.15–1.71). In addition, children and adolescents living in districts with a lower proportion of individuals without German citizenship were more likely to be diagnosed with ADHD compared to those from districts with a higher proportion (aOR: 1.29; 95% CI: 1.10–1.51). This effect was also most pronounced in urban districts (aOR: 1.55; 95% CI: 1.20–2.00).

We did not observe an increasing trend in the administrative prevalence. Though there were considerable regional differences in the frequency of ADHD diagnoses, there was evidence of declining regional variations. The proportion of individuals without German citizenship and the availability of paediatric psychiatrists were important factors associated with ADHD diagnosis, but they only explained part of the regional variation. Further research with tailored study designs is needed to examine reasons responsible for regional variations.

## Keywords

ADHD, attention-deficit/hyperactivity disorder, children and adolescents medicine, cluster analysis, diagnosis prevalence, diagnostics, Germany, multilevel analysis, prevalence, spatial autocorrelation, spatio-temporal cluster, time series

## Citation

Akmatov MK, Holstiege J, Hering R, Schulz M, Steffen A, Bätzing J. Attention-deficit/hyperactivity disorder (ADHD) among children and adolescents in the ambulatory health care in Germany. Part 3 – Identification of spatiotemporal clusters of administrative prevalence in the period of 2009 to 2016. Central Research Institute for Ambulatory Health Care in Germany (Zi). Versorgungsatlas Report No. 18/02. Berlin 2018. DOI: 10.20364/VA-18.02. [URL: https://www.versorgungsatlas.de/themen/alle-analysen-nach-datum-sortiert/?tab=6&uid=88](https://www.versorgungsatlas.de/themen/alle-analysen-nach-datum-sortiert/?tab=6&uid=88)

## Hintergrund

Die Aufmerksamkeitsdefizit-/Hyperaktivitätsstörung (ADHS) ist eine der häufigsten psychischen Erkrankungen bei Kindern und Jugendlichen. Ätiologische und pathophysiologische Mechanismen sind noch nicht ganz aufgeklärt. Die Erkrankung gilt als multifaktoriell, wobei genetische Faktoren eine große Rolle in der Entstehung von ADHS spielen. Die Evidenz bezüglich der Entwicklung der Erkrankungshäufigkeit ist kontrovers. Studien aus verschiedenen Ländern berichten über eine zunehmende Prävalenz in den letzten

Jahren. Aufgrund verschiedener methodischer Ansätze und unterschiedlicher diagnostischer Kriterien ist es allerdings schwierig, belastbare Aussagen über eine tatsächliche Prävalenzzunahme zu treffen. Internationale Studien zeigen, dass die ADHS-Prävalenz bei Kindern und Jugendlichen zwischen 2 und 7 % liegt [1]. Polanczyk et al. (2007) haben in einer Metaanalyse von 135 internationalen Studien zwischen 1978 und 2006 eine ADHS-Prävalenz von 5,3 % ermittelt [2]. In einer systematischen Literaturrecherche konnten wir insgesamt acht Studien in Deutschland identifizieren, die in den letzten zehn Jahren in Fachzeitschriften mit Peer-Review veröffentlicht

**Tabelle 1:** Übersicht über die in Deutschland in den letzten zehn Jahren durchgeführten Studien zur Prävalenzschätzung von ADHS im Kindes- und Jugendalter mit Darstellung der Charakteristika Studienzeitraum, Region, Stichprobenumfang, Altersbereich und diagnosebezogenen Einschlusskriterien

Autor/Jahr	Studien/ Datenquellen	Studien- jahre	Region	Stichpro- bengröße	Alters- spanne	Diagnostische Kriterien/ Definitionen	Präva- lenz (%)
Bachmann et al. 2017 [5]	Abrechnungsdaten der Krankenkassen (AOK)	2009–2014	bundesweit	214.100	0–17 J.	M1Q: ICD-10 (F90.0, F90.1, F90.8, F90.9, F98.8)	6,1
Grobe 2017 [6]	Abrechnungsdaten der Krankenkassen (Barmer GEK)	2005–2015	bundesweit	~1.340.000	0–19 J.	M1Q: ICD-10 (F90.0, F90.1, F90.8, F90.9)	4,2
Kapellen et al. 2016 [7]	IMS®-Disease Analyzer und IMS®-LRx	2014	bundesweit	677.587	0–18 J.	M1Q: ICD-10 (F90.0, F90.1, F90.8, F90.9)	2,5
Roick et al. 2015 [8]	Abrechnungsdaten der Krankenkassen (AOK)	2009	bundesweit	~3.568.000	0–18 J.	M1Q: ICD-10 (F90.0, F90.1, F90.8, F90.9)	3,8
Schlack et al. 2014 [9]	KiGGS-Survey	2003–2012	bundesweit	12.368	3–17 J.	Elterliche Berichte über von einem Arzt oder Psychologen gestellte Diagnose	5,0
Lindemann et al. 2012 [10]	GePaRD Abrechnungsdaten der Krankenkassen (AOK, DAK, HKK, TK)	2005	bundesweit	1.958.868	3–17 J.	M2Q: ICD-10 (F90.0, F90.1, F90.9)	2,5
Huss et al. 2008 [11]	KiGGS-Survey	2003–2006	bundesweit	17.461	0–17 J.	Elterliche Berichte über von einem Arzt oder Psychologen gestellte Diagnose	4,8
Schlandler et al. 2007 [12]	Abrechnungsdaten der kassenärztlichen Vereinigung	2003	Baden-Württemberg	~2.200.000	0–19 J.	M1Q: ICD-10 (F90.0, F90.1)	5,0 (7–12 J.)

GePaRD, German Pharmacoepidemiological Research Database; ICD, International Classification of Diseases; KiGGS, Studie zur Gesundheit von Kindern und Jugendlichen in Deutschland des Robert Koch-Instituts (RKI); M1Q, Diagnose in mindestens einem Quartal eines Jahres; M2Q, Diagnose in mindestens zwei Quartalen eines Jahres.

wurden. Die Prävalenz variierte in diesen Studien zwischen 2,5 und 6,1 %. Allerdings bestanden erhebliche methodische Unterschiede zwischen den Studien, sodass man keinen direkten Vergleich der Prävalenzwerte vornehmen kann. In Tabelle 1 sind diese Studien zusammengefasst. So variierten die Studien in Bezug auf die angewandten diagnostischen Kriterien (M1Q vs. M2Q), die Auswahl der berücksichtigten ICD-10-Codes (z. B. unterschiedliche Subgruppen des ICD-10-Codes F90 und F98.8), die Diagnosequellen (ärztliche Diagnose vs. elterliche Angaben) und die Zusammensetzung der Studienpopulationen, z. B. in Bezug auf die eingeschlossenen Altersjahre.

Zum Thema ADHS wurden im Versorgungsatlas bereits zwei Berichte veröffentlicht [3, 4]. Der erste Bericht von Hering et al. thematisierte die Entwicklung der ADHS- und Medikationsprävalenz im Zeitraum zwischen 2008 und 2011. Hering et al. stellte einen ADHS-Prävalenzanstieg von 3,7 % im Jahr 2008 auf 4,4 % im Jahr 2011 fest [3]. Zudem fanden sich deutliche Geschlechtsunterschiede und regionale Variationen der ADHS-Diagnosehäufigkeit. Tendenziell höhere Diagnoseprävalenzen waren in Bayern, Rheinland-Pfalz und einigen östlichen Kassenärztlichen Vereinigungen (KV) zu verzeichnen. Niedrige Prävalenzwerte zeigten sich hingegen in Bremen, Hamburg und Hessen. Innerhalb der KVen waren ausgeprägte kleinräumige Unterschiede zu beobachten. Im zweiten Bericht von Wuppermann et al. wurde der Zusammenhang zwischen dem Risiko für eine ADHS-Diagnose und dem Einschulungsalter untersucht [4]. Wuppermann et al. zeigten, dass bei Kindern, die jünger eingeschult wurden, tendenziell häufiger eine ADHS-Diagnose gestellt wurde, als bei Kindern, die später eingeschult wurden. Der aktuelle Bericht knüpft an die vorangegangenen Berichte an und befasst sich mit den folgenden Forschungsfragen:

1. Wie entwickelte sich die Diagnoseprävalenz in den Jahren 2009 bis 2016? Dabei interessiert insbesondere die Frage, ob seit 2011 ein weiterer Prävalenzanstieg zu verzeichnen war?
2. Wie hat sich die regionale Variation in der Diagnoseprävalenz seit 2011 entwickelt?
3. Welche Faktoren begünstigen ADHS-Diagnosen?
4. Welche Faktoren erklären die regionalen Prävalenzunterschiede?

Die dem Zentralinstitut (Zi) zur Verfügung stehenden Abrechnungsdaten der KVen stellen eine einheitliche kassenübergreifende Datengrundlage zu allen GKV-Versicherten über mehrere Jahre dar und bieten eine einzigartige Möglichkeit, Antworten auf die Forschungsfragen zu liefern.

## Methodik

### Studienpopulation und Daten

Für die vorliegende Auswertung haben wir bundesweite, krankenkassenübergreifende vertragsärztliche Abrechnungsdaten gemäß § 295 SGB V für die Jahre 2009 bis 2016 (sogenannte VDX-Daten) verwendet [13]. Die pseudonymisierten Abrechnungsdaten enthalten Angaben zu allen gesetzlich krankenversicherten Patienten, die in den jeweiligen Jahren medizinische vertragsärztliche Leistungen in Anspruch genommen haben. Die Daten umfassen demografische Variablen wie Geschlecht, Alter und Wohnort sowie Angaben zu den Diagnosen und den abgerechneten ärztlichen Leistungen. Außerdem beinhalten sie arztbezogene Daten wie z. B. die Facharztgruppe. Als Studienpopulation wurden vorrangig Kinder und Jugendliche im Alter zwischen 5 und 14 Jahren betrachtet, da in diesem Altersbereich die überwiegende ADHS-Erkrankungslast zu erwarten ist. Da eines der Ziele des aktuellen Berichts war, ein Update für den Bericht von Hering et al. (2014) [3] mit den aktuellen Daten durchzuführen, haben wir die Methodik vom ersten Bericht zum größten Teil übernommen (z. B. in Bezug auf die Zusammensetzung der Studienpopulation und die Falldefinition).

### Schätzung der Diagnoseprävalenz

Für die vorliegende Auswertung wurden Patienten mit ADHS anhand der vertragsärztlichen Diagnosen entsprechend der Internationalen statistischen Klassifikation der Krankheiten und verwandter Gesundheitsprobleme in 10. Revision (ICD-10-GM, Deutsche Modifikation) identifiziert. Als ADHS-Fall wurden Patienten definiert, wenn sie in mindestens zwei Quartalen eines Kalenderjahres einen der folgenden Diagnosecodes aufwiesen: F90.- „Hyperkinetische Störungen“, darunter, F90.0 „Einfache Aktivitäts- und Aufmerksamkeitsstörung“; F90.1 „Hyperkinetische Störung des Sozialverhaltens“;



F90.8 „Sonstige hyperkinetische Störungen“ und F90.9 „Hyperkinetische Störung, nicht näher bezeichnet“.

Für die Berechnung der Diagnoseprävalenz wurden nur diejenigen Patienten berücksichtigt, die eine gesicherte Diagnose in mindestens zwei unterschiedlichen Quartalen eines jeweiligen Jahres erhalten hatten (sogenanntes M2Q-Kriterium) [14]. Die Diagnoseprävalenz wurde berechnet als Anteil der ausgewählten Patienten, die die Falldefinition erfüllten, zu allen Versicherten, die mindestens einmal im jeweiligen Kalenderjahr vertragsärztliche Leistungen in Anspruch genommen haben. Die alternative Nennerbildung über die Zahl der GKV-Versicherten anhand der KM-6-Statistik war in dieser Studie nicht geeignet, da die KM-6-Statistik im Altersbereich 0 bis 14 Jahre nicht weiter differenziert [15]. Die Diagnoseprävalenz wurde für die gesamte Studienpopulation und stratifiziert nach Geschlecht, Alter, Kreistyp, Kreis und Bereich der Kassenärztlichen Vereinigung (KV-Bereich) berechnet. Zusätzlich haben wir die rohe und die geschlechtsspezifische Diagnoseprävalenz für alle Altersgruppen (d. h. 0 bis >85 Jahre) berechnet.

### Untersuchung raumzeitlicher Unterschiede

Die Diagnoseprävalenz wurde für verschiedene Regionen verglichen, und zwar

- 4 Kreistypen mit den folgenden Kategorien gemäß dem Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) [16]:
  - a. kreisfreie Großstädte (d. h. Kreise mit mindestens 100.000 Einwohnern);
  - b. städtische Kreise (d. h. Kreise mit einem Bevölkerungsanteil in Groß- und Mittelstädten von mindestens 50 % und einer Einwohnerdichte von mindestens 150 Einwohnern/km<sup>2</sup>; sowie Kreise mit einer Dichte ohne Groß- und Mittelstädte von mindestens 150 Einwohnern/km<sup>2</sup>);
  - c. ländliche Kreise mit Verdichtungsansätzen (d. h. Kreise mit einem Bevölkerungsanteil in Groß- und Mittelstädten von mindestens 50 %, aber einer Dichte unter 150 Einwohnern/km<sup>2</sup> sowie Kreise mit einem Bevölkerungsanteil in Groß- und Mittelstädten unter 50 % mit einer Dichte ohne Groß- und Mittelstädte von mindestens 100 Einwohnern/km<sup>2</sup> sowie

d. dünn besiedelte ländliche Kreise (d. h. Kreise mit einem Bevölkerungsanteil in Groß- und Mittelstädten unter 50 % und einer Dichte ohne Groß- und Mittelstädte unter 100 Einwohnern/km<sup>2</sup>;

- 17 KV-Bereiche, die mit Ausnahme von Nordrhein-Westfalen (KV-Bereiche Nordrhein und Westfalen-Lippe) den Bundesländern entsprechen;
- 402 Kreise (administrative Kreisstruktur mit dem Stand 31. Dezember 2011).

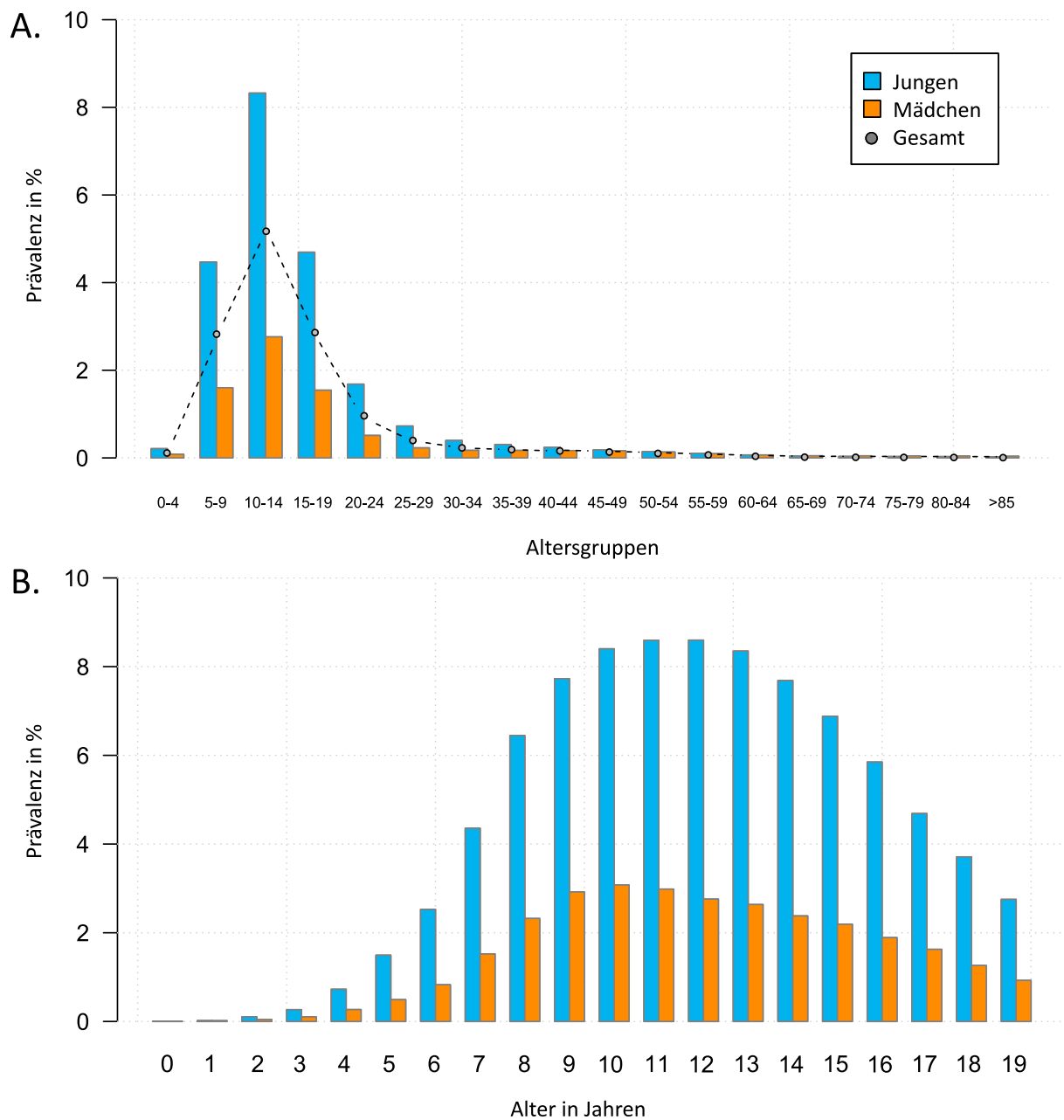
Als Nächstes wurde untersucht, ob es räumliche Cluster bezüglich der Diagnoseprävalenzen gab. Dabei wurden zunächst das *Global Moran's I* sowie das *Local Moran's I* (*Local Indicators of Spatial Association*, kurz LISA-Modell) berechnet, die nach verschiedenen zusammenhängenden räumlichen Clustern suchen [17]. Das *Global Moran's I* besagt, ob eine räumliche Autokorrelation in der gesamten Region, d. h. Deutschland besteht. Das *Local Moran's I* überprüft, ob es Nachbarschaftseffekte, d. h. angrenzende Kreise mit signifikant ähnlichen oder stark abweichenden Diagnoseprävalenzen, gibt. Im Rahmen dieses Verfahrens werden Kreise mit ähnlichen (niedrigen oder hohen) Diagnoseprävalenzen identifiziert. Außerdem werden Kreise mit niedrig-hohen oder hoch-niedrigen Diagnoseprävalenzen identifiziert. LISA-Modelle wurden mit dem R-Paket „spdep“ durchgeführt. Zum Schluss wurde untersucht, ob Kreise mit ähnlichen zeitlichen Verläufen in der Diagnoseprävalenz existieren (longitudinale Cluster). Dies wurde mithilfe der Trajektorien-Analyse mit dem R-Paket „Kml“ durchgeführt [18]. Das Kml-Paket benutzt den k-means-Clustering-Algorithmus, um longitudinale Cluster zu bilden. Anschließend wurden die identifizierten longitudinalen Cluster kartografisch dargestellt.

### Untersuchung der Faktoren auf Individual- und Kreisebene, die die Diagnose einer ADHS entsprechend der angewandten Falldefinition begünstigen

Mithilfe der hierarchischen logistischen Regressionsanalyse wurde untersucht, welche Faktoren eine ADHS-Diagnose begünstigen [19]. Die abhängige Variable „ADHS-Diagnose“ definiert durch das M2Q-Kriterium war binär kodiert. Die unabhängigen Variablen waren Geschlecht und Alter in Jahren auf Individualebene sowie Kreistyp, der sozioökonomische Deprivationsindex, Anteil der Menschen ohne deutsche

Staatsangehörigkeit, die Versorgungsdichte von Kinder- und Jugendpsychiatern sowie von Kinder- und Jugendmedizinern auf Kreisebene. Für den Zusammenhang zwischen der abhängigen und den unabhängigen Variablen wurden rohe (unadjustierte, uOR) und adjustierte Odds Ratios (aOR) mit jeweiligen 95%-Konfidenzintervallen berechnet. Der Deprivationsindex beschreibt die regionale sozioökonomische Lage in Deutschland und basiert auf acht Indikatoren aus den Bereichen Bildung, Beruf und Einkommen [20].

Für die vorliegende Analyse wurde der Deprivationsindex für das Jahr 2012 verwendet. Daten zu Bevölkerungsanteilen von Menschen ohne deutsche Staatsangehörigkeit standen für das Jahr 2014 zur Verfügung [21]. Als Dichte von Kinder- und Jugendpsychiatern und Kinder- und Jugendmedizinern wurde die Anzahl der Vertragsärzte und -psychotherapeuten je 100.000 Einwohner für das Jahr 2013 genutzt [22]. Alle Variablen auf Kreisebene wurden in Quintile eingeteilt bis auf den Kreistyp, der aus vier Kategorien besteht.



**Abbildung 1:** Geschlechts- und altersspezifische ADHS-Diagnoseprävalenz im Jahr 2016 in Deutschland (A) für alle Altersgruppen und (B) für den Altersbereich 0 bis 19 Jahre (Quelle: VDX-Daten)



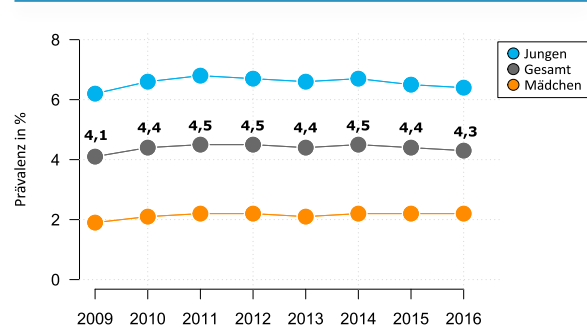
Die Daten zur Dichte der Kinder- und Jugendpsychiater standen dabei lediglich auf der Ebene von 96 Raumordnungsregionen zur Verfügung.

Das logistische Modell bestand aus zwei Ebenen: ca. sechs Millionen vertragsärztliche Patienten im Kindes- und Jugendalter bildeten die Ebene 1, die wiederum in 402 Kreisen lebten (Ebene 2). Die Anzahl der Kinder und Jugendlichen zwischen 5 und 14 Jahren variierte in den Kreisen zwischen 1.853 (Suhl) und 256.383 (Berlin) mit einem Medianwert von 11.104 Kindern und Jugendlichen. Die Variation der ADHS-Diagnosen zwischen den Kreisen wurde mit dem medianen Odds Ratio (mOR) quantifiziert. Dies wurde zunächst in einem Modell ohne Einflussfaktoren, dem sogenannten *empty model* ermittelt. Die Variation ist in diesem Modell nur auf die Unterschiede zwischen den Kreisen zurückzuführen. Für die Berechnung des mOR wurde die Formel  $mOR = EXP(0,95 \times vV)$  benutzt, in der V für die Varianz auf Kreisebene steht [23]. Die Interpretation des mOR ist intuitiv und entspricht der medianen Wahrscheinlichkeit, dass bei einem zufällig ausgewählten Kind ADHS diagnostiziert würde, wenn es von einem Kreis mit niedriger Diagnoseprävalenz in einen Kreis mit höherer Prävalenz ziehen würde. Analog zum konventionellen Odds Ratio besteht bei einem mOR=1 kein Unterschied zwischen den Kreisen und bei einem mOR>1 eine höhere Wahrscheinlichkeit für eine ADHS-Diagnose. Für die Regressionsanalyse wurden die Abrechnungsdaten aus dem Jahr 2016 benutzt. Die hierarchische logistische Regressionsanalyse wurde mit dem Statistikprogramm Stata (StataCorp LLC, College Station, Texas, USA), Version 15, durchgeführt.

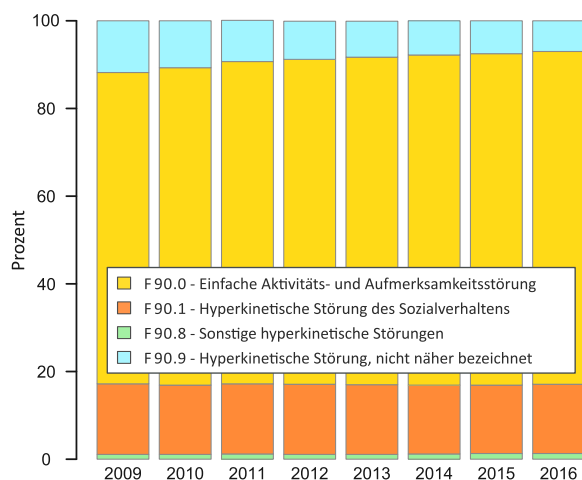
## Ergebnisse

### Diagnoseprävalenz

Im Jahr 2016 wurden bundesweit insgesamt 259.878 GKV-versicherte Kinder und Jugendliche im Alter zwischen 5 und 14 Jahren als prävalente ADHS-Patienten identifiziert. Dies entspricht einer Diagnoseprävalenz von 4,33 % (95%-Konfidenzintervall, KI: 4,31–4,34). Bei Jungen wurde ADHS dreimal häufiger diagnostiziert als bei Mädchen (uOR: 3,06; 95%-KI: 3,03–3,09). Dieser Zusammenhang blieb auch nach der Kontrolle nach Alter (aOR: 3,08; 95%-KI: 3,06–3,11), KV-Bereich (aOR: 3,06; 95%-KI: 3,03–3,09) und Kreis (aOR: 3,07; 95%-KI: 3,05–3,10) erhalten. Die höchste Diagnoseprävalenz war in der



**Abbildung 2:** ADHS-Diagnoseprävalenz bei Kindern und Jugendlichen zwischen 5 und 14 Jahren in Deutschland insgesamt und nach Geschlecht in den Jahren 2009 bis 2016 (Quelle: VDX-Daten)

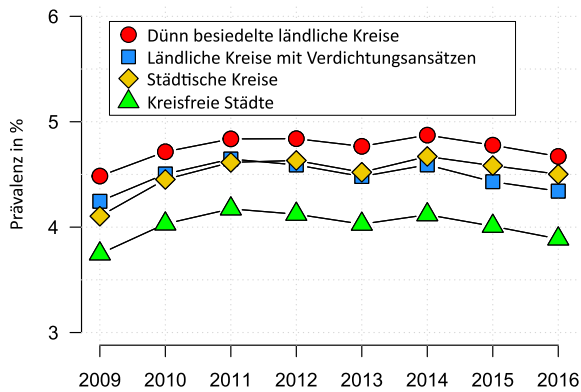


**Abbildung 3:** Prozentuale Verteilung der jeweiligen ADHS-bezogenen Diagnosecodes für die Jahre 2009 bis 2016 bei Kindern und Jugendlichen zwischen 5 und 14 Jahren anhand der bundesweiten vertragsärztlichen Abrechnungsdaten (Quelle: VDX-Daten)

Altersgruppe der 10- bis 14-Jährigen sowohl bei Jungen als auch bei Mädchen zu verzeichnen (Abb. 1A). Allerdings wurde der ADHS-Prävalenzpeak bei Mädchen ein bis zwei Jahre früher beobachtet als bei Jungen (Abb. 1B). Die Diagnoseprävalenz zeigte nach 2011 keine zunehmende Tendenz (Abb. 2).

### Diagnosesubgruppen

Der am häufigsten dokumentierte Diagnosecode war F90.0 (etwa 76 % von allen ADHS-Diagnosen im Jahr 2016), gefolgt von F90.1 „Hyperkinetische Störung des Sozialverhaltens“ (16 %) und F90.8 „Hyperkinetische Störung, nicht näher bezeichnet“ (7 %). Der Diagnosecode F90.9



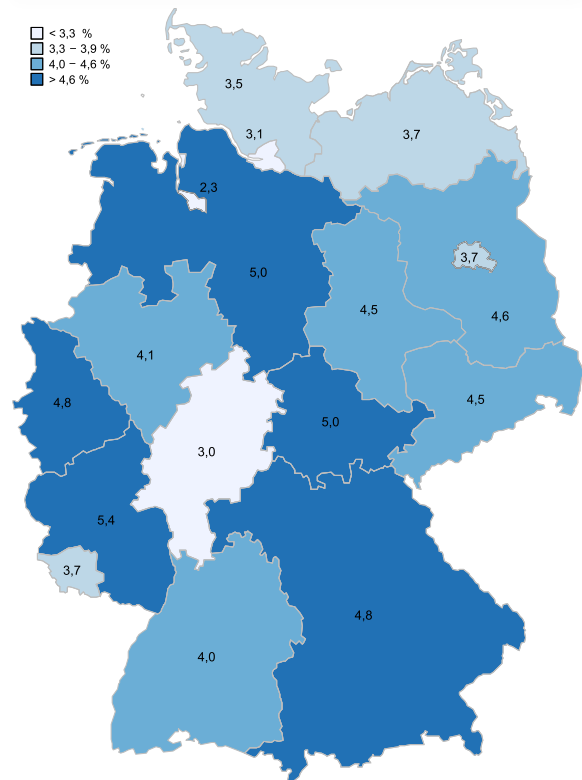
**Abbildung 4:** ADHS-Diagnoseprävalenz bei Kindern und Jugendlichen zwischen 5 und 14 Jahren für die Jahre 2009 bis 2016 nach Kreistypen (Quelle: VDX-Daten)

„Sonstige hyperkinetische Störungen“ machte lediglich 1,3 % an allen ADHS-Diagnosen aus. Der Anteil des Diagnosecodes F90.0 stieg von 71 % im Jahr 2009 auf 76 % im Jahr 2016 (Abb. 3).

### Raumzeitliche Entwicklung

Wenn man die ADHS-Diagnoseprävalenzen über die Jahre 2009 bis 2016 nach Kreistypen getrennt betrachtet, so waren die niedrigsten Werte durchgängig in kreisfreien Großstädten zu verzeichnen (Abb. 4). Die dünn besiedelten ländlichen Kreise wiesen hingegen die höchsten Werte auf. Die Diagnoseprävalenzen in städtischen Kreisen und ländlichen Kreisen mit Verdichtungsansätzen lagen auf einem ähnlichen Niveau. Dieser Zusammenhang veränderte sich minimal über die Jahre. Univariable Analysen zeigen, dass Kinder und Jugendliche in dünner besiedelten ländlichen Kreisen eine 1,2-mal höhere Chance hatten, dass ADHS diagnostiziert wird, verglichen mit Gleichaltrigen in kreisfreien Großstädten (uOR: 1,21; 95%-KI: 1,20–1,23; Daten aus dem Jahr 2016).

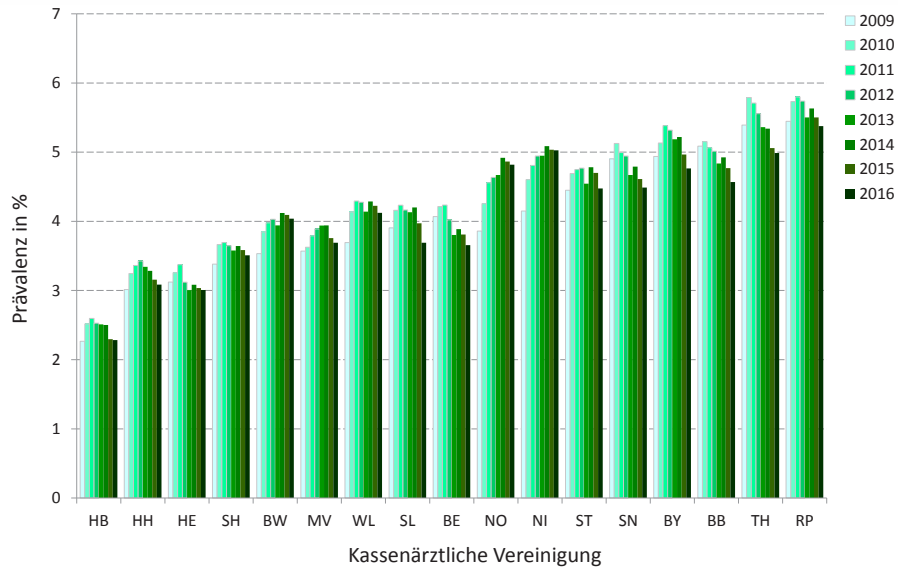
Abbildung 5 zeigt die Diagnoseprävalenz nach KV-Bereichen im Jahr 2016. Die drei KV-Bereiche mit der niedrigsten Diagnoseprävalenz waren Bremen (2,28 %; 95%-KI: 2,15–2,42 %), Hamburg (3,09 %; 95%-KI: 2,99–3,18 %) und Hessen (3,01 %; 95%-KI: 2,96–3,06 %). Die drei KV-Bereiche mit der höchsten Diagnoseprävalenz waren hingegen Rheinland-Pfalz (5,38 %; 95%-KI: 5,29–5,46 %), Thüringen (4,99 %; 95%-KI: 4,88–5,10 %) und Niedersachsen (5,03 %; 95%-KI: 4,97–5,08 %).



**Abbildung 5:** ADHS-Diagnoseprävalenz bei Kindern und Jugendlichen zwischen 5 und 14 Jahren nach KV-Bereichen im Jahr 2016 (Quelle: VDX-Daten [% , klassiert])

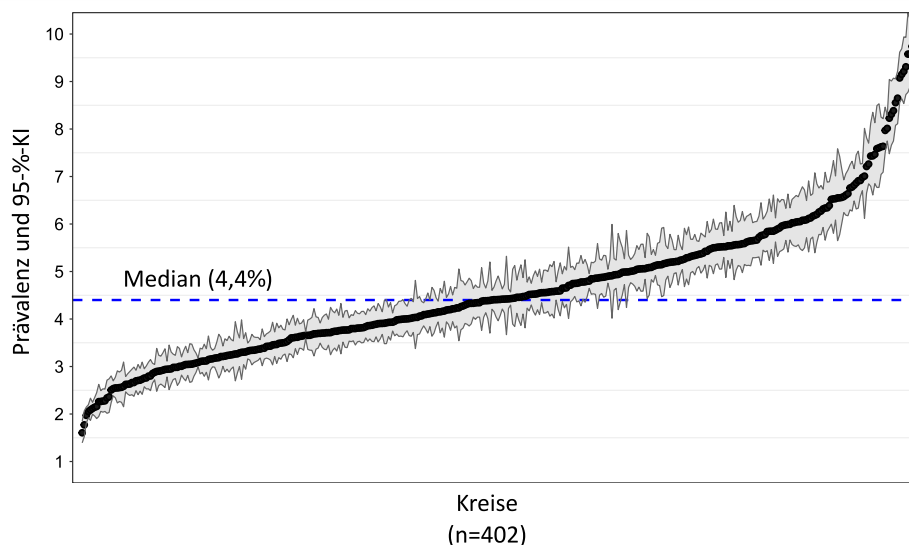
Abbildung 6 zeigt die Diagnoseprävalenz nach KV-Bereichen in den Jahren 2009 bis 2016. Insgesamt beobachtet man verschiedene Tendenzen über die untersuchten Jahre: in Niedersachsen und Nordrhein war zwischen 2009 und 2012 ein Prävalenzanstieg zu beobachten, ab 2013 scheint die Prävalenz jedoch in den beiden KV-Bereichen zu stagnieren. Die höchsten Diagnoseprävalenzen wurden in Bayern, Brandenburg, Rheinland-Pfalz, Sachsen und Thüringen beobachtet, wobei die Entwicklung in allen genannten KV-Bereichen eine absteigende Tendenz zeigte. Die niedrigsten Diagnoseprävalenzen waren in Bremen, Hamburg und Hessen zu beobachten.

Regional betrachtet waren ausgeprägte kleinräumige Prävalenzunterschiede zu sehen; die Diagnoseprävalenz lag im Kreisvergleich zwischen 1,6 und 9,7 % mit einem Median von 4,4 % (Abb. 7, Jahr 2016). Besonders in Bayern und Niedersachsen waren ausgeprägte kleinräumige Unterschiede zu verzeichnen (Abb. 8A). Im Norden von Bayern zeigten sich deutlich höhere Prävalenzwerte als im Süden. Die Prävalenz war in mehreren Kreisen im Osten Niedersachsens



**Abbildung 6:** ADHS-Diagnoseprävalenz bei Kindern und Jugendlichen zwischen 5 und 14 Jahren für die Jahre 2009 bis 2016 nach KV-Bereichen (Quelle: VDX-Daten)

BB, Brandenburg; BE, Berlin; BW, Baden-Württemberg; BY, Bayern; HB, Bremen; HE, Hessen; HH, Hamburg; MV, Mecklenburg-Vorpommern; NI, Niedersachsen; NO, Nordrhein; RP, Rheinland-Pfalz; SH, Schleswig-Holstein; SL, Saarland; SN, Sachsen; ST, Sachsen-Anhalt; TH, Thüringen; WL, Westfalen-Lippe

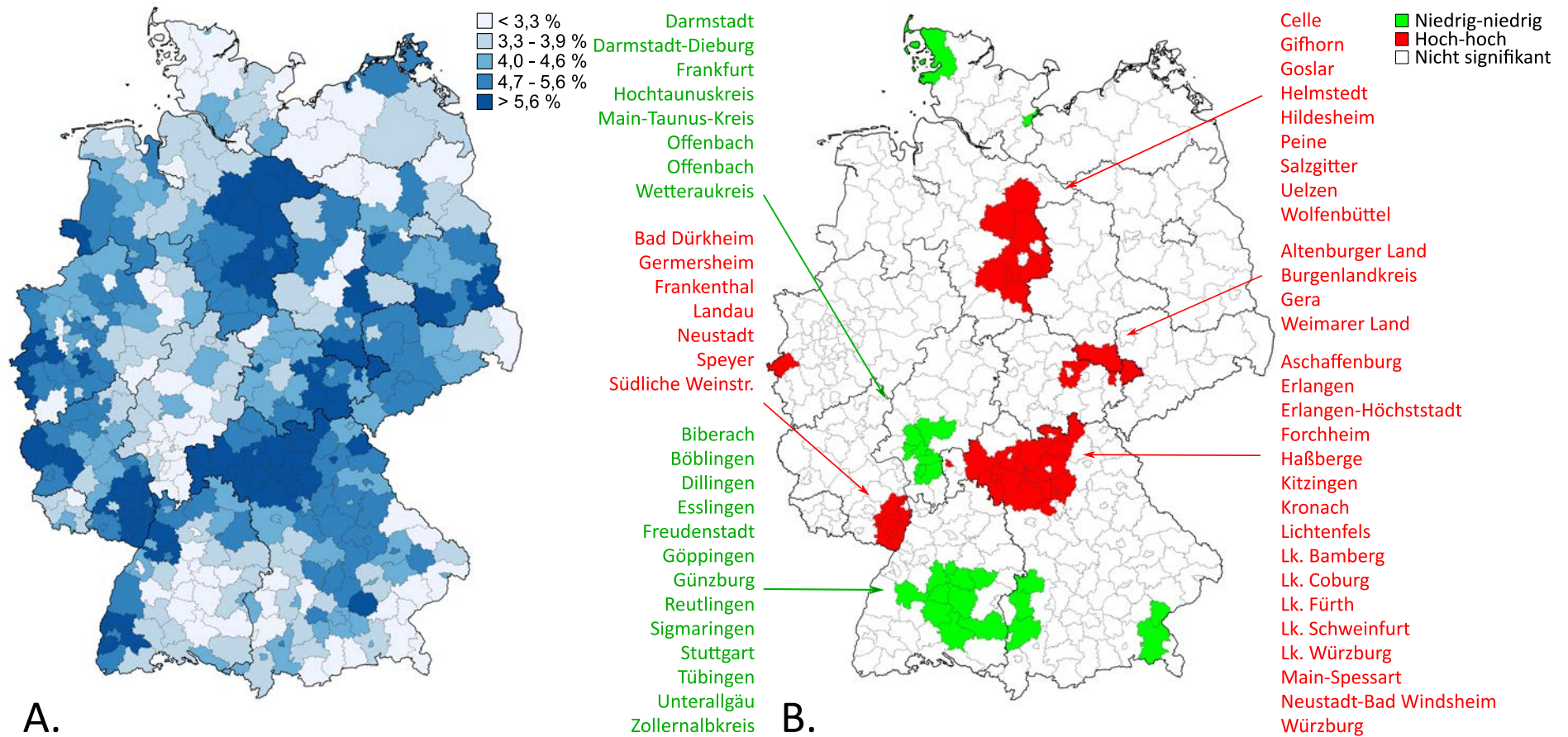


**Abbildung 7:** ADHS-Diagnoseprävalenz bei Kindern und Jugendlichen zwischen 5 und 14 Jahren nach Kreisen im Jahr 2016 sortiert nach Prävalenz (n=402 Kreise gemäß administrativer Struktur zum 31.12.2011)

ebenfalls überdurchschnittlich. Keine größeren regionalen Prävalenzunterschiede auf insgesamt eher niedrigem Niveau zwischen den Kreisen waren in Hessen zu verzeichnen.

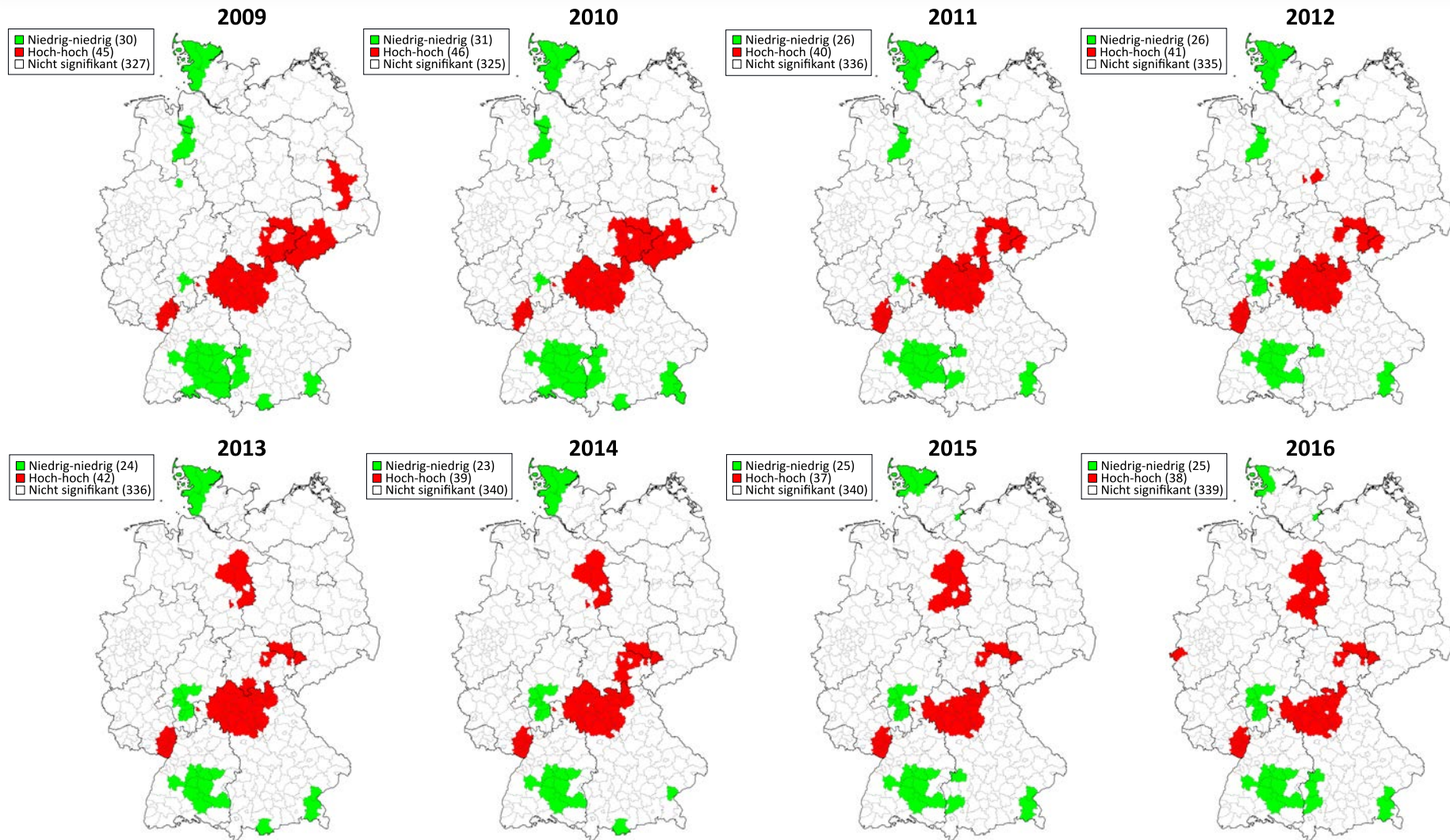
Das *Global Moran's I* variierte zwischen 0,58 im Jahr 2009 und 0,46 im Jahr 2016. Dabei fiel das *Global Moran's I* linear von 2009 bis 2016. Somit bestand eine mittlere räumliche Autokorrelation zwischen den Diagnoseprävalenzen

in den untersuchten Jahren, die zwar über die Jahre sank, aber im Jahr 2016 immer noch signifikant war. Im nächsten Schritt wurden LISA-Modelle für alle Jahre berechnet. Dabei wurden zwei Gruppen von zusammenhängenden Kreisen identifiziert: Cluster von Kreisen mit hoher und solche mit niedriger Diagnoseprävalenz (Abb. 8B). Im Jahr 2016 waren signifikante Nachbarschaftseffekte für höhere Prävalenzwerte im Norden Bayerns, im Süden von Rheinland-Pfalz,



**Abbildung 8:** ADHS-Diagnoseprävalenz nach Kreisen im Jahr 2016: (A) Kartografische Darstellung der Diagnoseprävalenzen mit fünf Gruppen (%); (B) Kreise als Cluster mit signifikanten *Local Moran's I* für Nachbarschaftseffekte bei den ADHS-Diagnoseprävalenzen, dargestellt sind Cluster mit niedrig-niedrigen (grün) und hoch-hohen (rot) Diagnoseprävalenzen (Quelle: VDX-Daten)





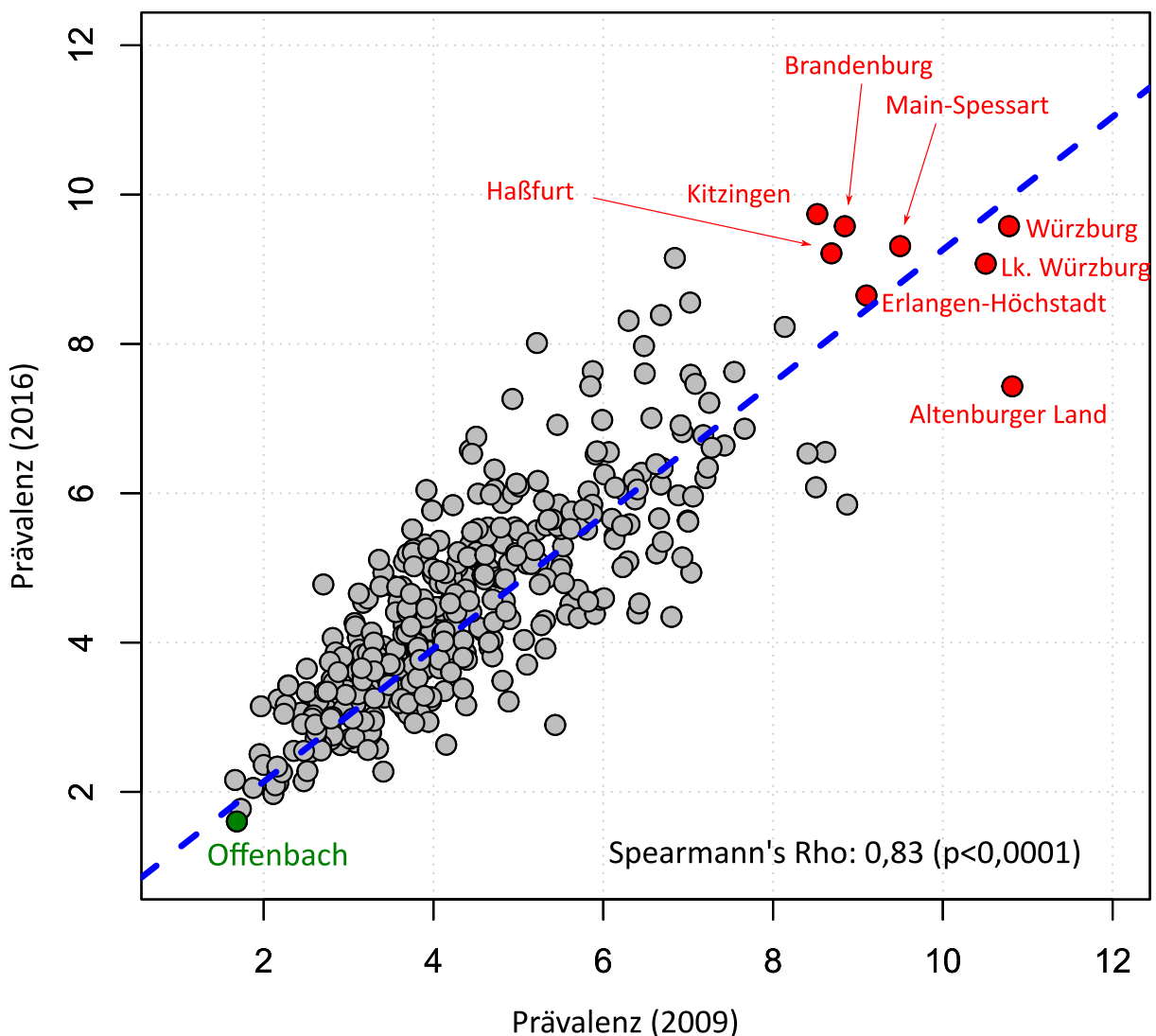
**Abbildung 9:** Kreise als Cluster mit signifikantem *Local Moran's I* für Nachbarschaftseffekte bei den ADHS-Diagnoseprävalenzen für die Jahre 2009 bis 2016. Dargestellt sind Cluster mit niedrig-niedrigen (grün) und hoch-hohen (rot) Diagnoseprävalenzen. In Klammern ist die Anzahl der Kreise in den jeweiligen Kategorien angegeben (Quelle: VDX-Daten [%])

im Osten Niedersachsens sowie in Ostthüringen und Westsachsen zu sehen. Nachbarschaftseffekte mit niedriger Diagnoseprävalenz finden sich u. a. in Südhessen und im südlichen Baden-Württemberg. Andere Konstellationen von Nachbarschaften mit hoch-niedrigen oder niedrig-hohen Diagnoseprävalenzen wurden nicht beobachtet.

In Abbildung 10 sind die Diagnoseprävalenzen in 402 Kreisen aus den Jahren 2009 und 2016 in einem Streudiagramm gegenübergestellt. Zu sehen ist eine starke positive Korrelation. Der entsprechende Korrelationskoeffizient lag bei 0,83 (Spearman's Rho;  $p < 0,0001$ ). Bemerkenswert ist, dass sich sechs Kreise mit hohen Diagnoseprävalenzen sowohl im Jahr 2009 als

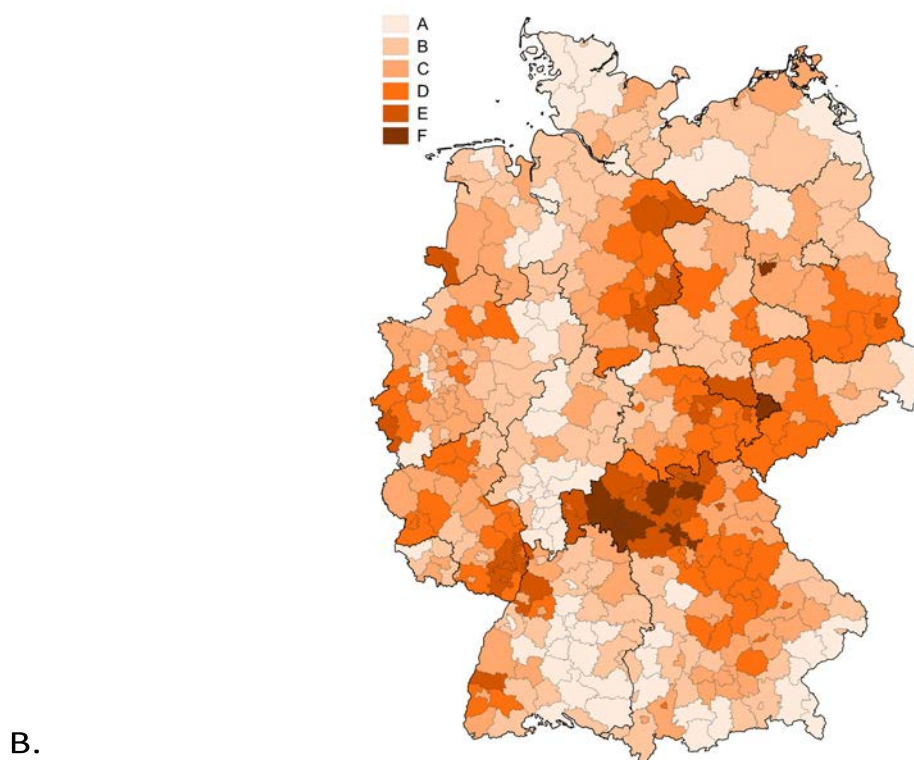
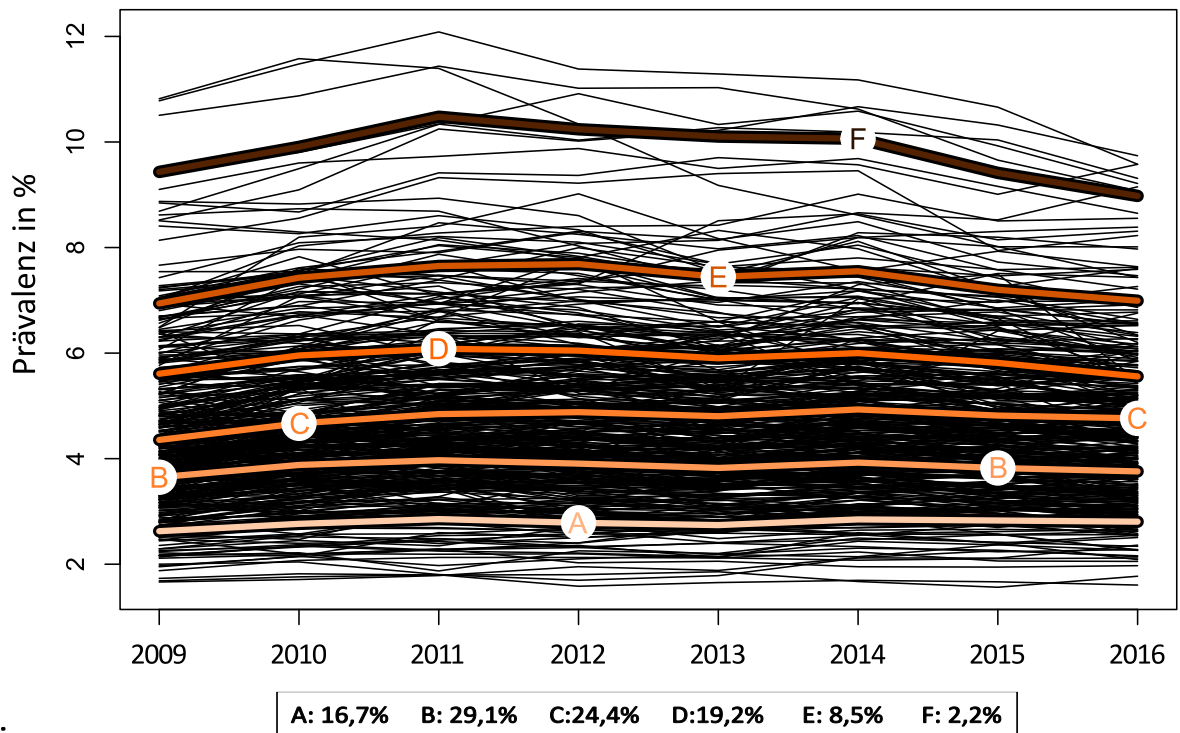
auch im Jahr 2016 im Süden Bayerns befanden (Abb. 10, rote Punkte). Dabei hatte z. B. die Stadt Würzburg (Bayern) die zweithöchste Diagnoseprävalenz sowohl im Jahr 2009 als auch im Jahr 2016; am niedrigsten war die Diagnoseprävalenz in Offenbach (Hessen).

In Abbildung 11 sind longitudinale Verläufe der Diagnoseprävalenz in 402 Kreisen dargestellt. Die k-means-Methode ergab insgesamt sechs Cluster (A bis F) in unterschiedlichen Größen; das größte Cluster (B) bestand aus 117 Kreisen (29 %), das kleinste (F) aus neun Kreisen (2,2 %). In fast allen identifizierten Clustern ist eine stagnierende Tendenz zu verzeichnen. Lediglich im Cluster F war von 2009 bis 2011 ein leichter Anstieg der Diagnoseprävalenzen zu sehen, jedoch mit



**Abbildung 10:** Streudiagramm der ADHS-Diagnoseprävalenzen bei Kindern und Jugendlichen im Altersbereich 5 bis 14 Jahre in 402 Kreisen in den Jahren 2009 und 2016 mit Korrelationslinie (Quelle: VDX-Daten [%])





**Abbildung 11:** ADHS-Diagnoseprävalenz bei Kindern und Jugendlichen im Altersbereich 5 bis 14 Jahre auf Kreisebene. (A) Longitudinale Verläufe in 402 Kreisen (schwarze Linien) und sechs identifizierte Cluster (Bezeichnungen A bis F). In Legende sind Anteile der jeweiligen Cluster dargestellt; (B) Kartografische Darstellung der identifizierten Cluster; die Cluster wurden mithilfe von k-means-Methode für longitudinale Daten identifiziert [18] (Quelle: VDX-Daten)

anschließendem Abfall. In Abbildung 11B wurden die identifizierten Cluster kartografisch dargestellt. Sieben von neun Kreisen im Cluster F liegen im Norden Bayerns (Unterfranken, Raum Würzburg). Die zwei weiteren Kreise aus diesem Cluster sind im Westen von Brandenburg und im Osten von Thüringen gelegen. Die meisten Kreise aus dem Cluster E (d. h. dem Cluster mit den zweithöchsten Prävalenzwerten) befinden sich im Norden Bayerns, im Süd-Osten von Rheinland-Pfalz und im Osten Niedersachsens.

### Faktoren, die die Diagnose einer ADHS entsprechend der angewandten Falldefinition begünstigen

In einem hierarchischen logistischen Modell mit zwei Ebenen (Kinder und Jugendliche auf Ebene 1 und Kreise auf Ebene 2) wurde untersucht, welche Faktoren eine ADHS-Diagnose auf Individual- und Kreisebene begünstigen. Im Modell ohne Prädiktoren (*empty model*) wurde eine Varianz in der ADHS-Diagnose zwischen den Kreisen von 0,107 mit einem Standardfehler von 0,0077 berechnet. Das entsprechende mOR lag bei 1,36 (Intervalle 1,33–1,39). In anderen Worten, wenn ein zufällig ausgewähltes Kind von einem Kreis mit einer niedrigeren Diagnoseprävalenz in einen Kreis mit höherer Prävalenz ziehen würde, hätte es eine erhöhte Wahrscheinlichkeit für die Diagnostizierung von ADHS. Somit wird ein Teil der Varianz in der ADHS-Diagnoseprävalenz durch Unterschiede zwischen den Kreisen erklärt.

Als Nächstes wurde ein Modell entwickelt, in dem untersucht wurde, welche Faktoren auf Individual- und Kreisebene eine ADHS-Diagnose begünstigen (Tabelle 2). Die Zusammenhänge zwischen der ADHS-Diagnose und den zwei Faktoren auf Individualebene, Geschlecht und Alter, haben sich zwischen univariablen und multivariablen Analysen geringfügig geändert (Tabelle 2, vgl. Spalten 2 und 3). Jungen hatten eine etwa dreifach höhere Chance für ADHS-Diagnose als Mädchen. Auch der Zusammenhang zwischen der ADHS-Diagnose und dem Alter zeigte ein ähnliches Muster wie in der univariablen Analyse (Tabelle 2, vgl. Spalten 2 und 3).

Unterschiede in der Diagnoseprävalenz zwischen den Kreistypen konnten durch die untersuchten Variablen, darunter vor allem durch den Anteil der Menschen ohne deutsche Staatsangehörigkeit (Ausländeranteil), teilweise erklärt werden. So sank bei der Kontrolle für den Ausländeranteil in der Bevölkerung beispielsweise das Odds

Ratio für eine ADHS-Diagnose bei Kindern und Jugendlichen in dünner besiedelten ländlichen Kreisen von 1,21 auf 1,14 im Vergleich zu Gleichaltrigen in kreisfreien Großstädten (Tabelle 2, vgl. Spalten 2 und 3). Kinder und Jugendliche aus Kreisen mit einem niedrigen Anteil an Menschen ohne deutsche Staatsangehörigkeit hatten eine ca. 1,3-fach erhöhte Chance für eine ADHS-Diagnose im Vergleich zu Kindern aus Kreisen mit einem höheren Ausländeranteil. Eine nach Kreistyp stratifizierte Analyse zeigte jedoch, dass dieser Zusammenhang nur in städtischen Kreisen zu beobachten war (Tabelle 2, Spalte 6). Ebenfalls war die Dichte von Kinder- und Jugendpsychiatern signifikant mit der ADHS-Diagnose assoziiert. Kinder und Jugendliche, die in Kreisen mit höherer Versorgungsdichte ( $> 1,2$  pro 100.000 GKV-Versicherte) von Kinder- und Jugendpsychiatern lebten, hatten eine erhöhte Chance für eine positive ADHS-Diagnose im Vergleich zu Kindern und Jugendlichen aus Kreisen mit niedrigster Dichte ( $\leq 0,6$  pro 100.000 GKV-Versicherte) (Tabelle 2, vgl. Spalte 3). Der Bundesdurchschnitt lag bei 1,2 Psychiatern pro 100.000 GKV-Versicherte. Dieser Effekt war in dünner besiedelten ländlichen Kreisen (aOR: 1,22; 95%-KI: 0,99–1,50), und ländlichen Kreisen mit Verdichtungsansätzen (1,20; 0,99–1,45) zu beobachten (Tabelle 2, vgl. Spalten 4–6). In städtischen Kreisen war dieser Effekt deutlich stärker ausgeprägt (1,40; 1,15–1,71). Die Versorgungsdichte von Kinder- und Jugendmedizinern zeigte einen ähnlichen Zusammenhang mit der ADHS-Diagnose. Dieser Zusammenhang war nur in städtischen Kreisen zu verzeichnen. Die untersuchten unabhängigen Variablen haben somit Teile der Varianz der ADHS-Diagnoseprävalenzen zwischen den Kreisen erklärt (Tabelle 2, vgl. Abschnitt „Zufällige Effekte“).

### Diskussion

Anhand der bundesweiten vertragsärztlichen Daten haben wir die ADHS-Diagnoseprävalenz bei Kindern und Jugendlichen in Deutschland vorgestellt. Erfreulicherweise ist keine ansteigende Tendenz in den Diagnoseprävalenzen zu verzeichnen. Jedoch bestehen erhebliche regionale Unterschiede, die zum Teil durch den Anteil der Menschen ohne deutsche Staatsangehörigkeit und die Verfügbarkeit von Ärzten erklärt werden konnten.

**Tabelle 2:** Faktoren, die ADHS-Diagnose begünstigen, berechnet als Odds Ratio, in Klammern die 95-%-Konfidenzintervalle (Ergebnisse der hierarchischen logistischen Regressionsanalyse\*, vertragsärztliche Abrechnungsdaten aus dem Jahr 2016)

Variablen	Gesamte Stichprobe, univariable Analyse (n=402 Kreise)	Gesamte Stichprobe, multivariable Analyse (n=402 Kreise)	Dünn besiedelte ländliche Kreise (n=96 Kreise)	Ländliche Kreise mit Verdichtungsansätzen (n=103 Kreise)	Städtische Kreise (n=136 Kreise)	Kreisfreie Großstädte (n=66 Kreise)
	uOR** (95-%-KI)	aOR (95-%-KI)	aOR (95-%-KI)	aOR (95-%-KI)	aOR (95-%-KI)	aOR (95-%-KI)
<b>Variablen auf Individualebene</b>						
<b>Geschlecht</b>						
Jungen vs. Mädchen	3,06 (3,03–3,09)	3,10 (3,07–3,13)	3,09 (3,02–3,16)	3,15 (3,08–3,22)	3,11 (3,06–3,15)	3,06 (3,01–3,12)
<b>Alter</b>						
6 vs. 5 Jahre	1,70 (1,65–1,75)	1,70 (1,65–1,76)	1,65 (1,53–1,78)	1,67 (1,55–1,80)	1,75 (1,66–1,84)	1,69 (1,59–1,80)
7 vs. 5 Jahre	3,02 (2,94–3,11)	3,04 (2,95–3,13)	2,73 (2,54–2,93)	2,86 (2,66–3,06)	3,23 (3,09–3,39)	3,08 (2,91–3,26)
8 vs. 5 Jahre	4,57 (4,45–4,70)	4,61 (4,48–4,74)	3,97 (3,71–4,25)	4,41 (4,13–4,72)	4,92 (4,70–5,15)	4,71 (4,46–4,97)
9 vs. 5 Jahre	5,61 (5,46–5,76)	5,67 (5,52–5,83)	4,84 (4,53–5,18)	5,61 (5,26–5,99)	6,03 (5,77–6,31)	5,75 (5,46–6,06)
10 vs. 5 Jahre	6,08 (5,91–6,24)	6,15 (5,98–6,32)	5,35 (5,01–5,72)	6,00 (5,62–6,40)	6,54 (6,26–6,84)	6,22 (5,91–6,56)
11 vs. 5 Jahre	6,12 (5,96–6,29)	6,21 (6,04–6,38)	5,32 (4,98–5,69)	6,15 (5,76–6,57)	6,64 (6,35–6,94)	6,22 (5,90–6,56)
12 vs. 5 Jahre	6,00 (5,84–6,17)	6,08 (5,91–6,24)	5,26 (4,92–5,61)	6,18 (5,79–6,59)	6,45 (6,17–6,75)	6,01 (5,70–6,34)
13 vs. 5 Jahre	5,78 (5,63–5,94)	5,86 (5,70–6,02)	5,08 (4,75–5,42)	5,91 (5,53–6,31)	6,23 (5,96–6,51)	5,80 (5,51–6,13)
14 vs. 5 Jahre	5,25 (5,10–5,39)	5,32 (5,18–5,47)	4,55 (4,26–4,87)	5,54 (5,19–5,91)	5,57 (5,32–5,83)	5,34 (5,06–5,63)
<b>Variablen auf Kreisebene</b>						
<b>Kreistyp</b>						
dünn besiedelte ländliche Kreise	1,21 (1,20–1,23)	1,14 (1,00–1,30)	–	–	–	–
ländliche Kreise mit Verdichtungsansätzen	1,12 (1,11–1,14)	1,07 (0,94–1,21)	–	–	–	–
städtische Kreise	1,17 (1,15–1,18)	1,12 (0,99–1,25)	–	–	–	–
kreisfreie Großstädte	Referenz	Referenz	–	–	–	–
<b>Sozioökonomischer Deprivationsindex</b>						
niedrigste Deprivation	Referenz	Referenz	Referenz	Referenz	Referenz	Referenz
niedrige Deprivation	1,09 (1,08–1,11)	0,97 (0,88–1,08)	1,47 (0,74–2,91)	0,95 (0,76–1,19)	0,91 (0,79–1,05)	1,10 (0,87–1,40)
mittlere Deprivation	1,14 (1,12–1,15)	1,01 (0,91–1,13)	1,48 (0,76–2,89)	0,98 (0,79–1,23)	0,95 (0,82–1,11)	0,95 (0,74–1,21)
hohe Deprivation	1,16 (1,15–1,17)	1,12 (1,00–1,26)	1,62 (0,83–3,15)	1,14 (0,91–1,42)	1,09 (0,93–1,28)	1,03 (0,79–1,34)
höchste Deprivation	1,09 (1,08–1,10)	1,00 (0,90–1,12)	1,42 (0,72–2,79)	1,11 (0,88–1,41)	0,95 (0,78–1,17)	0,89 (0,72–1,11)
<b>Anteil der Menschen ohne deutsche Staatsangehörigkeit</b>						
niedrigstes Quintil (≤ 4,70)	1,27 (1,25–1,28)	1,29 (1,10–1,51)	0,78 (0,54–1,14)	1,71 (0,89–3,31)	1,55 (1,20–2,00)	1,32 (0,95–1,84)
niedriges Quintil (4,71–7,10)	1,23 (1,22–1,25)	1,24 (1,07–1,44)	0,84 (0,56–1,25)	1,68 (0,88–3,21)	1,42 (1,12–1,80)	0,96 (0,72–1,28)
mittleres Quintil (7,11–10,20)	1,28 (1,27–1,30)	1,22 (1,05–1,40)	0,80 (0,53–1,20)	1,63 (0,86–3,09)	1,43 (1,13–1,81)	1,04 (0,82–1,33)
hohes Quintil (10,21–13,90)	1,15 (1,13–1,16)	1,10 (0,96–1,26)	–	1,52 (0,77–2,99)	1,16 (0,94–1,45)	1,14 (0,94–1,39)
höchstes Quintil (≥ 13,91)	Referenz	Referenz	Referenz	Referenz	Referenz	Referenz
<b>Dichte der Kinder- und Jugendpsychiater (pro 100.000 Einwohner)</b>						
niedrigste Dichte (≤ 0,60)	Referenz	Referenz	Referenz	Referenz	Referenz	Referenz
niedrige Dichte (0,61–0,90)	0,96 (0,95–0,97)	1,02 (0,93–1,12)	1,12 (0,96–1,32)	1,04 (0,88–1,23)	0,92 (0,78–1,07)	0,93 (0,71–1,22)
mittlere Dichte (0,91–1,20)	1,16 (1,14–1,17)	1,23 (0,91–1,13)	0,98 (0,79–1,21)	1,32 (1,13–1,54)	1,24 (1,09–1,41)	1,16 (0,90–1,50)
hohe Dichte (1,21–1,80)	1,24 (1,23–1,26)	1,22 (1,00–1,26)	1,08 (0,83–1,40)	1,17 (0,92–1,50)	1,19 (1,01–1,39)	1,21 (0,86–1,69)
höchste Dichte (≥ 1,81)	1,09 (1,08–1,11)	1,22 (0,90–1,12)	1,22 (0,99–1,50)	1,20 (0,99–1,45)	1,40 (1,15–1,71)	1,03 (0,79–1,36)
<b>Dichte der Kinder- und Jugendmediziner (pro 100.000 Einwohner)</b>						
niedrigste Dichte (≤ 5,40)	Referenz	Referenz	Referenz	Referenz	Referenz	Referenz
niedrige Dichte (5,40–6,20)	0,95 (0,94–0,96)	0,94 (0,86–1,03)	1,02 (0,85–1,22)	0,86 (0,73–1,01)	0,93 (0,78–1,07)	0,83 (0,43–1,61)
mittlere Dichte (6,21–7,10)	0,96 (0,94–0,97)	0,96 (0,87–1,06)	1,08 (0,89–1,32)	0,82 (0,68–0,98)	1,24 (1,09–1,41)	0,97 (0,48–2,00)
hohe Dichte (7,11–8,50)	0,88 (0,87–0,89)	1,06 (0,95–1,19)	1,17 (0,85–1,63)	1,03 (0,83–1,28)	1,19 (1,01–1,39)	0,77 (0,40–1,47)
höchste Dichte (≥ 8,51)	0,91 (0,90–0,92)	1,12 (1,01–1,24)	1,06 (0,82–1,37)	1,08 (0,88–1,33)	1,22 (1,01–1,47)	0,90 (0,47–1,71)
<b>Zufällige Effekte</b>						
Kreisbedingte Varianz (Standardfehler) im Null-Modell	–	0,107 (0,0077)	0,098 (0,0147)	0,099 (1,0143)	0,111 (0,0137)	0,108 (0,0192)
Kreisbedingte Varianz (Standardfehler) im finalen Modell	–	0,092 (0,0067)	0,089 (0,0133)	0,081 (0,0116)	0,070 (0,0087)	0,080 (0,0143)
mOR (95-%-CrI) im Null-Modell	–	1,36 (1,33–1,39)	1,35 (1,29–1,40)	1,35 (1,29–1,40)	1,37 (1,32–1,42)	1,37 (1,29–1,44)
mOR (95-%-CrI) im finalen Modell	–	1,33 (1,30–1,36)	1,33 (1,27–1,38)	1,31 (1,26–1,36)	1,29 (1,24–1,32)	1,31 (1,24–1,37)
PCV zwischen dem Null-Modell und dem finalen Modell	–	14%	10%	19%	37%	25%
* Das logistische Modell beinhaltet Kinder und Jugendliche (Ebene 1) verschachtelt in 402 Kreisen (Ebene 2) und kontrolliert nach allen Variablen in der Tabelle.						
** Univariable Zusammenhänge wurden im Modell auf Individualebene (Ebene 1) untersucht.						
Die Kreiseinteilung erfolgt gemäß den siedlungsstrukturellen Kreistypen des Bundesinstituts für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) [16].						
Statistisch signifikante Ergebnisse sind fett markiert.						
Der sozioökonomische Deprivationsindex wurde für das Jahr 2012 berechnet, die angewandte Methodik wurde bereits an anderer Stelle ausführlich beschrieben [20].						
Die Daten zur Dichte der Kinder- und Jugendpsychiater und -mediziner wurden im <a href="http://www.versorgungsatlas.de">www.versorgungsatlas.de</a> veröffentlicht [22].						
Daten zum Anteil der Menschen ohne deutsche Staatsangehörigkeit in Kreisen wurden aus der INKAR-Datenbank entnommen [21].						
Die Formeln für mOR, PCV und 95% CrI wurden aus dem Artikel Merlo et al. entnommen [23].						
aOR, adjustiertes Odds Ratio; CrI, credible interval; KI, Konfidenzintervalle; mOR, medianes Odds Ratio; PCV, proportional change in variance; uOR, unadjustiertes Odds Ratio						

## Schätzung der Diagnoseprävalenz und deren zeitliche Entwicklung

Zur aktuell vorliegenden Studie gehörte zunächst eine systematische Literatursuche nach Studien zur Prävalenzschätzung von ADHS, die in den letzten zehn Jahren in Deutschland durchgeführt wurden. Dabei haben wir festgestellt, dass sich die bisher vorliegenden Studien in Bezug auf die angewandte Methodik stark unterscheiden. Zum einen variieren die eingeschlossenen Studienpopulationen je nach Studie (z. B. unterschiedliche Altersgruppen) [5–12]. Andererseits wurden teilweise unterschiedliche Quellen für die ADHS-Diagnosen verwendet (z. B. elterliche Angaben vs. ärztliche Abrechnungsdaten). Dabei ist zu berücksichtigen, dass die elterlichen Angaben zu systematischen Verzerrungen führen können, da sie sehr stark vom individuellen Erinnerungsvermögen abhängen, was zu einem sogenannten *recall bias* führen kann. Eine weitere mögliche Verzerrung ist der Berichtsbias (engl. *reporting bias*). Diese systematischen Verzerrungen können zu einer Unter- oder Überschätzung der wahren Prävalenz führen. Außerdem wurden unterschiedliche diagnostische Kriterien bzw. Definitionen für ADHS-Fälle verwendet. Zusätzlich zu den ICD-10-Diagnosecodes F90 zählten Bachmann et al. beispielsweise den Code F98.8 „Sonstige Verhaltens- und emotionale Störungen“, was zu einer Überschätzung der Diagnoseprävalenz führen kann [5]. Weiterhin unterschieden sich die Kriterien bei der Berücksichtigung von erfassten Diagnosen; der Großteil der Studien, die Routinedaten ausgewertet haben, definierten einen ADHS-Fall als einmalige Diagnosestellung innerhalb eines Jahres (d. h. M1Q-Kriterium). Diese Definition kann zu Verzerrungen führen und die wahre Prävalenz überschätzen [14]. Lediglich eine frühere Studie verwendete das M2Q-Kriterium für die Falldefinition [10]. Unterschiedliche diagnostische Kriterien verhindern einen direkten Vergleich und können daher nicht zur Untersuchung raumzeitlicher Entwicklungen genutzt werden. Als Konsequenz variierten die Prävalenzwerte in diesen Studien erheblich. Die Prävalenzen lagen zwischen 2,5 [7] und 6,1 % [5]. Ein ähnliches Bild ergibt sich auch in internationalen Studien. Hier finden sich die Prävalenzschätzer zwischen 2 und 7 %, was zumindest partiell auf die methodischen Unterschiede zurückzuführen ist [2]. Für die Berechnung der Diagnoseprävalenz haben wir einen ADHS-Fall nach dem M2Q-Kriterium definiert. Mit dieser konservativen Falldefinition wird die Anzahl möglicher falsch positiver Fälle deutlich verringert.

Die Evidenz bezüglich der zeitlichen Prävalenzentwicklung in Deutschland wird kontrovers diskutiert. Die erste im Versorgungsatlas 2014 veröffentlichte Studie anhand bundesweiter krankenkassenübergreifender, vertragsärztlicher Abrechnungsdaten von Hering et al. hatte über einen vierjährigen Untersuchungszeitraum zwischen 2008 und 2011 in der untersuchten Altersgruppe 5 bis 14 Jahre einen kontinuierlichen Anstieg der ADHS-Prävalenz von 3,7 auf 4,4 % gezeigt [3]. Daher war insbesondere die Frage interessant, ob sich dieser Trend in den Folgejahren weiter fortgesetzt hat. Bachmann et al. beobachteten eine Prävalenzzunahme von 5,0 % im Jahr 2009 auf 6,1 % im Jahr 2014 [5]. Im Gegensatz zu dieser Studie beschrieb Grobe zwar einen Prävalenzanstieg von 2,5 % im Jahr 2005 auf 4,2 % im Jahr 2014, in den Jahren 2009 bis 2014 war jedoch kein zunehmender Trend mehr zu verzeichnen. International war ebenfalls keine Prävalenzzunahme zu beobachten. Polanczyk et al. konnten in einer Metanalyse von 135 Studien in den letzten 30 Jahren keinen steigenden Trend in der ADHS-Prävalenz beobachten. Die in unserer vorliegenden Studie mithilfe von Abrechnungsdaten durchgeführte erneute Erhebung über einen Zeitraum von acht Jahren (2009–2016) bestätigt den zwischen 2008 und 2011 gesehenen leicht ansteigenden Trend. Nach dem Jahr 2011 ist jedoch kein weiterer Anstieg bei den 5- bis 14-Jährigen zu verzeichnen. Die Diagnoseprävalenz im Jahr 2016 lag bei 4,3 %. Im Zeitverlauf stellen sich die bundesweiten Prävalenzdaten unabhängig von den verschiedenen verfügbaren Variablen wie Geschlecht, Kreistyp und Kreis als außerordentlich stabil dar.

## Regionale Unterschiede und Faktoren, die die ADHS-Diagnose begünstigen

Auf regionaler Ebene haben wir allerdings weiterhin Prävalenzunterschiede zwischen verschiedenen Regionen beobachtet. Diagnoseprävalenzen unterschieden sich erheblich zwischen den KV-Bereichen, den Kreistypen und den Kreisen. Regionale Prävalenzunterschiede wurden bisher nur in wenigen deutschen Studien untersucht. Roick et al. untersuchten Prävalenzen in KV- und Postleitzahlbereichen basierend auf ca. 3,6 Millionen AOK-versicherten Kindern und Jugendlichen im Jahr 2009 [8]. Die höchsten Diagnoseprävalenzen zeigten sich bei Roick et al. in allen östlichen KV-Bereichen mit einer Spanne von 4,0 bis 5,8 % sowie in Bayern (4,7 %) und Rheinland-Pfalz (4,7 %); die niedrigsten hingegen in Bremen (2,1 %), Hamburg (2,6 %) und Hessen (2,7 %). Vergleichbare Diagnoseprävalenzen



haben wir auch in der vorliegenden Studie beobachtet; die Prävalenzspanne in unserer Studie lag im Vergleich der KV-Bereiche zwischen 2,3 % (Bremen) und 5,4 % (Rheinland-Pfalz). Roick et al. stellten ebenfalls kleinräumige Unterschiede fest, allerdings war die statistische Power der Studie unzureichend, um ein eindeutiges Muster darzustellen [8]. Zudem gab es Hinweise auf Stadt-Land-Unterschiede mit tendenziell höheren Prävalenzen in ländlichen Regionen im Vergleich zu Großstädten, allerdings wurden in dieser Publikation dazu keine Zahlen berichtet. Der klare positive Zusammenhang zwischen ADHS-Diagnose und ländlichen Regionen wurde sowohl im ersten Bericht von Hering et al. [3] als auch im vorliegenden Bericht beobachtet. Hering et al. formulierten, dass soziale Kontrolle und Toleranz in städtischen bzw. ländlichen Räumen diesen Zusammenhang erklären könnte. Außerdem ist der Anteil der Familien mit Migrationshintergrund in städtischen Räumen größer als in ländlichen Regionen. Die Menschen mit Migrationshintergrund tendieren auf einer Seite zur geringeren Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen im Vergleich zu Menschen ohne Migrationshintergrund, auf der anderen Seite gibt es kulturelle Unterschiede in der Wahrnehmung der ADHS-relevanten Symptome [24]. Diese können beispielsweise geografische Variationen in der ADHS-Prävalenz bestätigen mit höheren Werten in westlichen Ländern und tendenziell niedrigeren Werten in weniger entwickelten Ländern [25]. Bei vergleichbarer Morbidität könnten Familien mit Migrationshintergrund psychiatrisch-psychotherapeutische Einrichtungen weniger in Anspruch nehmen als Familien ohne Migrationshintergrund. Dies stimmt mit den Ergebnissen der KiGGS-Studie vom Robert-Koch-Institut überein. Bei Familien mit Migrationshintergrund waren die ADHS-Diagnosen tendenziell seltener (3,1 %) im Vergleich zu Familien ohne Migrationshintergrund (5,1 %) [26]. Somit könnte eine Unterdiagnose der ADHS bei Familien mit Migrationshintergrund vorliegen. In der vorliegenden Auswertung sind wir der Prüfung dieser These nachgegangen. Da der Datenkörper über keine Angaben zum Migrationsstatus auf individueller Ebene verfügte, haben wir die hierarchische Regressionsanalyse angewendet und nach Anteilen der Menschen mit ausländischer Staatsangehörigkeit auf Kreisebene kontrolliert. Die Information über Staatsangehörigkeit wurde als Proxy für den Migrationsstatus verwendet, da keine Daten zu Anteilen der Menschen mit Migrationshintergrund auf Kreisebene existieren. Wie vermutet wurde der Zusammenhang zwischen der ADHS-Diagnose und Kreistypen teilweise erklärt. Die signifikant höhere Chance

für eine ADHS-Diagnose bei Kindern und Jugendlichen aus ländlichen Kreisen mit Verdichtungsansätzen und städtischen Kreisen im Vergleich zu Gleichaltrigen in kreisfreien Großstädten war nicht mehr zu beobachten und verringerte sich deutlich bei Kindern und Jugendlichen in dünner besiedelten ländlichen Kreisen.

Grobe untersuchte kleinräumige Prävalenzunterschiede auf der Grundlage von Routinedaten der Barmer-GEK-Versicherten [6]. Generell sieht man eine große Übereinstimmung bezüglich des räumlichen Verteilungsmusters in der vorliegenden Studie und der Studie von Grobe trotz einiger methodischer Unterschiede. Die höchsten Diagnoseprävalenzen wurden von Grobe in Unterfranken beobachtet, mit vier Kreisen, die die höchsten Werte aufwiesen (Stadt Würzburg, Kitzingen, Main-Spessart und Landkreis Würzburg). In der vorliegenden Analyse waren kleinräumige Unterschiede auf Kreisebene besonders stark ausgeprägt (z. B. zwischen 1,7 und 10,8 % im Jahr 2009 und 1,6 und 9,7 % im Jahr 2016). Hier beobachten wir im Untersuchungszeitraum einen leichten Rückgang der regionalen Variation auf Kreisebene. Das entsprechende *Global Moran's I* lag bei 0,46, was einer moderaten räumlichen Autokorrelation entspricht. Nach unserem besten Wissen gab es bisher keine plausible Erklärung für die kleinräumigen Prävalenzunterschiede. Unterschiede durch zufällige Schwankungen können mit Sicherheit ausgeschlossen werden. Dies bestätigten die Ergebnisse der räumlichen Autokorrelation und der hierarchischen logistischen Regression. Das *mOR* für die Kreisunterschiede lag bei 1,36; dies bedeutet, dass Kinder und Jugendliche eine etwa 40 % höhere Wahrscheinlichkeit für eine Diagnosestellung von ADHS aufweisen würden, wenn sie von einem Kreis mit niedriger Diagnoseprävalenz von ADHS in einen Kreis mit höherer Prävalenz umzögen. Grobe nannte als mögliche Ursachen für regionale Unterschiede die Verfügbarkeit von ärztlichen Spezialisten [6]. Mithilfe hierarchischer Regressionsanalyse haben wir die Effekte von diesen Variablen auf die ADHS-Diagnose untersucht und einige positive Zusammenhänge festgestellt. So wurde bei Kindern und Jugendlichen aus Regionen mit höherer Verfügbarkeit von Kinder- und Jugendpsychiatern und -mediziner häufiger ADHS diagnostiziert im Vergleich zu Kindern und Jugendlichen aus Regionen mit niedrigerer Verfügbarkeit. Allerdings haben diese Faktoren nur einen Teil der regionalen Variation in der ADHS-Diagnose erklärt. Prä-, peri- und postnatale Umweltfaktoren können eine wichtige Rolle in der ADHS-Entstehung spielen. Dazu gehören u. a. mütterlicher Stress [27],

Rauchen und Alkoholkonsum [28, 29], Frühgeburten und niedriges Geburtsgewicht [30], Exposition gegenüber Toxinen wie Blei oder polychlorierter Biphenyle [31, 32] und Ernährung [33]. Diese Risikofaktoren können erheblich zwischen den Regionen variieren und könnten regionale Prävalenzunterschiede erklären. Allerdings konnten diese Hypothesen in der vorliegenden Studie aus methodischen und datenbezogenen Gründen nicht untersucht werden. Dazu sind Studien auf erweiterter Datengrundlage und mit entsprechendem Design erforderlich, die über die Möglichkeiten von Routinedaten hinausgehen.

### Stärken und Limitationen

Unsere Studie basiert auf bundesweiten krankenkassenübergreifenden, vertragsärztlichen Abrechnungsdaten aller GKV-Versicherten, die etwa 85 % aller Versicherten in Deutschland ausmachen. Dies bietet eine hohe statistische Power, insbesondere zur Untersuchung der kleinräumigen Unterschiede. Die durchschnittliche Stichprobengröße je Kreis lag beispielsweise bei ca. 15.000 Kindern und Jugendlichen. Die Anzahl der prävalenten ADHS-Fälle variierte je Kreis zwischen 91 und 9.373 mit einem Durchschnitt von ca. 650 Fällen. Allerdings sind etwa 15 % privat Krankenversicherte nicht in der Studienpopulation enthalten. Privatversicherte haben in der Regel einen höheren sozioökonomischen Status. Die KiGGS-Studie zeigte, dass Kinder aus Familien mit höherem sozioökonomischen Status weniger von ADHS betroffen sind als Kinder aus sozial benachteiligten Familien [26].

Eine weitere Stärke der Studie ist die einheitliche Datengrundlage über einen vergleichsweise langen Zeitraum von acht Jahren, was solide Trendanalysen der Diagnoseprävalenzen ermöglicht. Der Einsatz geografisch-analytischer Methoden bei der Untersuchung von Ursachen für die regionalen Prävalenzunterschiede ist hilfreich. Da es sich um die Auswertung von Routinedaten aus der vertragsärztlichen Abrechnung handelt, sind hier allerdings Grenzen gesetzt, denn wesentliche soziodemografische Daten sind im Datenkörper nicht enthalten. Dieser Nachteil konnte durch den Einsatz von Mehrebenenanalysen teilweise kompensiert werden: Fehlende soziodemografische Merkmale wurden als räumlich aggregierte Daten in das Modell eingespeist. In diesem Zusammenhang kann jedoch ein sogenannter Aggregationsbias auftreten, der zu Scheinkorrelationen führen kann. Die Ergebnisse von Mehrebenenanalysen sind daher generell auch kritisch zu beurteilen.

Nicht auszuschließen ist, dass vereinzelt ambulante Leistungen aus Selektivverträgen, die außerhalb der KV-Bereiche abgerechnet werden, im Datenkörper fehlen. Dies könnte zu einer Unterschätzung der berechneten Prävalenzen führen. Insbesondere die Hausarztverträge in Bayern und Baden-Württemberg könnten hier zu einer systematischen Verzerrung führen. Die interne Plausibilitätsprüfung, bei der die regionalen Studienpopulationen mit der altersgleichen Bevölkerung bzw. der Population der GKV-Versicherten (KM-6-Statistik) [15] abgeglichen wurden, lassen aber den Schluss zu, dass dieser Effekt vernachlässigt werden kann. Ein Großteil der Versorgung von ADHS-Patienten erfolgt nicht bzw. nicht ausschließlich im hausärztlichen Bereich und ist somit im Datenkörper reflektiert.

Für die Berechnung der Prävalenzen wurde die in den Abrechnungsdaten enthaltene Anzahl der Patienten, die mindestens einmal im Jahr einen niedergelassenen Arzt aufgesucht haben, verwendet. Da dadurch möglicherweise Kinder und Jugendliche nicht berücksichtigt werden, die im betrachteten Zeitraum keinen Arztkontakt hatten, kann dies zu einer leichten Überschätzung der ADHS-Prävalenz führen.

### Schlussfolgerungen

Die Diagnoseprävalenz bei Kindern und Jugendlichen zwischen 5 und 14 Jahren zeigt für den Untersuchungszeitraum 2011 bis 2016 keine zunehmende Tendenz. Regional betrachtet bestehen zwar weiterhin deutliche Unterschiede bezüglich der Häufigkeit von ADHS-Diagnosen, allerdings zeigt sich hier ein tendenzieller Rückgang der regionalen Variation der Prävalenz. Bestimmte sozioökonomische Faktoren wie Ausländeranteil und die Verfügbarkeit von Kinder- und Jugendpsychiatern spielen eine wichtige Rolle für die Diagnosestellung, erklären aber die regionalen Prävalenzunterschiede nur in einem geringen Umfang. Bemerkenswert ist, dass der Anteil der Menschen ohne deutsche Staatsangehörigkeit die regionalen Unterschiede teilweise erklärt. Die Ursachen der regionalen Prävalenzvariation können mithilfe entsprechender Datengrundlagen und angepassten Studiendesigns noch tiefergehend untersucht und geklärt werden.



## Abkürzungsverzeichnis

ADHS	Aufmerksamkeitsdefizit-/Hyperaktivitätsstörung
aOR	adjustiertes Odds Ratio
BBSR	Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung
CrI	credible interval
DSM	Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders
GePaRD	German Pharmacoepidemiological Research Database
GKV	Gesetzliche Krankenversicherung
ICD	International Classification of Diseases
KiGGS	Kinder- und Jugendgesundheitssurvey
KI	Konfidenzintervalle
KM-6	Mitgliederstatistik der Krankenkassen
KV	Kassenärztliche Vereinigung
LISA	Local Indicators of Spatial Association
M1Q	Diagnose in mindestens einem Quartal eines Kalenderjahres
M2Q	Diagnosen in mindestens zwei Quartalen eines Kalenderjahres
mOR	medianes Odds Ratio
OR	Odds Ratio
PCV	proportional change in variance
uOR	unadjustiertes Odds Ratio
VDX	Vereinheitlichter Datenaustausch mit XML

## Literaturverzeichnis

1. Sayal K, Prasad V, Daley D, Ford T, Coghill D. ADHD in children and young people: prevalence, care pathways, and service provision. *Lancet Psychiatry* 2018; 5(2): 175–186.
2. Polanczyk G, Willcutt E, Salum G, Kieling C, Rohde L. ADHD prevalence estimates across three decades: an updated systematic review and meta-regression analysis. *Int J Epi* 2014; 43(2): 434–442.
3. Hering M, Schulz M, Wuppermann A, Bätzing-Feigenbaum J. Entwicklung der Diagnose- und Medikationsprävalenzen von ADHS bei Kindern und Jugendlichen zwischen 2008 und 2011 im regionalen Vergleich – Teil 1. Zentralinstitut für die kassenärztliche Versorgung in Deutschland (Zi). Versorgungsatlas-Bericht Nr. 14/09. Berlin 2014. DOI: 10.20364/VA-14.09. URL: <http://www.versorgungsatlas.de/themen/alle-analysen-nach-datum-sortiert/?tab=6&uid=51> [letzter Zugriff: 20.3.2018].
4. Wupperman A, Schwandt H, Hering R, Schuz M, Bätzing-Feigenbaum J. Die Aufmerksamkeitsdefizit-/Hyperaktivitätsstörung (ADHS) bei Kindern und Jugendlichen in der ambulanten Versorgung in Deutschland. Teil 2 – Zusammenhang zwischen ADHS-Diagnose- und Medikationsprävalenzen und dem Einschulungsalter. Zentralinstitut für die kassenärztliche Versorgung in Deutschland (Zi). Versorgungsatlas-Bericht Nr. 15/11. Berlin 2015. DOI: 10.20364/VA-15.1. URL: <http://www.versorgungsatlas.de/themen/alle-analysen-nach-datum-sortiert/?tab=6&uid=61> [letzter Zugriff: 20.3.2018].
5. Bachmann C, Philipsen A, Hoffmann F. ADHD in Germany: Trends in Diagnosis and Pharmacotherapy. *Dtsch Arztebl Int* 2017; 114(9): 141–148.
6. Grobe T. [Regional differences of ADHD diagnosis rates in health insurance data from 2005 to 2015: Methodological considerations and results]. *Bundesgesundheitsbl* 2017; 60(12): 1336–1345.
7. Kapellen TM, Reimann R, Kiess W, Kostev K. Prevalence of medically treated children with ADHD and type 1 diabetes in Germany – Analysis of two representative databases.

- J Pediatr Endocrinol Metab 2016; 29(11): 1293–1297.
8. Roick C, Waltersbacher A. [Hyperkinetic disorders in children and adolescents in Germany: administrative prevalence and regional differences regarding the frequency of diagnosis assignment]. Psychiatr Prax 2015; 42(1): 21–29.
  9. Schlack R, Mauz E, Hebebrand J, Hölling H. [Has the prevalence of parent-reported diagnosis of attention deficit hyperactivity disorder (ADHD) in Germany increased between 2003–2006 and 2009–2012? Results of the KiGGS-study: first follow-up (KiGGS WaFe 1)]. Bundesgesundheitsbl 2014; 57: 820–829.
  10. Lindemann C, Langner I, Kraut AA, Banaschewski T, Schach-Hansjosten T, Petermann U, et al. Age-specific prevalence, incidence of new diagnoses, and drug treatment of attention-deficit/hyperactivity disorder in Germany. J Child Adolesc Psychopharmacol 2012; 22(4): 307–314.
  11. Huss M, Holling H, Kurth BM, Schlack R. How often are German children and adolescents diagnosed with ADHD? Prevalence based on the judgment of health care professionals: results of the German health and examination survey (KiGGS). Eur Child Adolesc Psychiatry 2008; 17 Suppl 1: 52–58.
  12. Schlander M, Schwarz O, Trott GE, Viapiano M, Bonauer N. Who cares for patients with attention-deficit/hyperactivity disorder (ADHD)? Insights from Nordbaden (Germany) on administrative prevalence and physician involvement in health care provision. Eur Child Adolesc Psychiatry 2007; 16(7): 430–438.
  13. Mangiapane S, Riens B, Augustin J. Populationsbildung auf Grundlage von Abrechnungsdaten der vertragsärztlichen Versorgung. Zentralinstitut für die kassenärztliche Versorgung in Deutschland (Zi). Versorgungsatlas-Bericht Nr. 11/01. Berlin 2011. DOI: 10.20364/VA-11.01. URL: <http://www.versorgungsatlas.de/themen/alle-analysen-nach-datum-sortiert/?tab=6&uid=10> [letzter Zugriff: 20.3.2018].
  14. Schubert I, Köster I. Krankheitserreignis: Operationalisierung und Falldefinition. In: Swart E, Ihle P, Gothe H, Matusiewicz D (ed.). Routinedaten im Gesundheitswesen. Handbuch Sekundärdatenanalyse: Grundlagen, Methoden und Perspektiven. Verlag Hans Huber. Bern, 2014: 358–368.
  15. Bundesministerium für Gesundheits (BMG). Mitglieder und Versicherte und Versicherte der Gesetzlichen Krankenversicherung (GKV) – Statistik über Versicherte, gegliedert nach Status, Alter, Wohnort und Kassenart (Stichtag: 1. Juli des jeweiligen Jahres). Berlin 2018. URL: <http://bmg.bund.de/themen/krankenversicherung/zahlen-und-fakten-zur-krankenversicherung/mitglieder-und-versicherte.html> [letzter Zugriff: 20.3.2018.]
  16. Bundesinstitut für Bau-, Stadt und Raumforschung BBSR. Laufende Raumbearbeitung – Raumabgrenzungen. Siedlungsstrukturelle Kreistypen. Bonn o. J. 2017. URL: [http://www.bbsr.bund.de/cln\\_032/nn\\_1067638/BBSR/DE/Raumbearbeitung/Raumabgrenzungen/Kreistypen4/kreistypen.html](http://www.bbsr.bund.de/cln_032/nn_1067638/BBSR/DE/Raumbearbeitung/Raumabgrenzungen/Kreistypen4/kreistypen.html) [letzter Zugriff: 20.3.2018.]
  17. Anselin L. Local indicators of spatial association. Geogr Anal 1995; 27: 93–115.
  18. Genolini C, Falissard B. Kml: A package to cluster longitudinal data. Comput Methods Programs Biomed 2011; 104(3): e112–121.
  19. Twisk J. Applied multilevel analysis – a practical guide. Cambridge University Press. New York 2006.
  20. Kroll L, Schumann M, Hoebel J, Lampert T. Regionale Unterschiede in der Gesundheit – Entwicklung eines sozioökonomischen Deprivationsindex für Deutschland. J Health Mon 2017; 2(2): 103–120.
  21. Bundesinstitut für Bau-, Stadt und Raumforschung. Ausländeranteil nach Kreisen. BBSR Bonn 2018. URL: [www.inkar.de](http://www.inkar.de) [letzter Zugriff: 20.3.2018.]
  22. Schulz M, Schulz M, Bätzing-Feigenbaum J, v Stillfried D. Vertragsärzte und -psychotherapeuten je 100.000 Einwohner nach Bedarfsplanungsfachgebieten und -regionen im Jahr 2013. Zentralinstitut für die kassenärztliche Versorgung in Deutschland (Zi). Versorgungsatlas-Bericht Nr.15/02. Berlin 2015. DOI: 10.20364/VA-15.02. URL: <https://www.versorgungsatlas.de/themen/alle-analysen-nach-datum-sortiert/?tab=6&uid=58> [letzter Zugriff: 20.3.2018].

23. Merlo J, Chaix B, Ohlsson H, Beckman A, Johnell K, Hjerpe P, et al. A brief conceptual tutorial of multilevel analysis in social epidemiology: using measures of clustering in multilevel logistic regression to investigate contextual phenomena. *J Epidemiol Community Health* 2005; 60: 290–297.
24. Bungartz J, Joos S, Steinhäuser J, Szecsenyi J, Freund T. Herausforderungen und Potenziale hausärztlicher Versorgung in einer multikulturellen Gesellschaft. *Bundesgesundheitsbl* 2011; 54: 1179–1186.
25. Thomas R, Sanders S, Doust J, Beller E, Glasziou P. Prevalence of attention-deficit/hyperactivity disorder: a systematic review and meta-analysis. *Pediatrics* 2015; 135(4): e994–e1001.
26. Schlack R, Holling H, Kurth B, Huss M. [The prevalence of attention-deficit/hyperactivity disorder (ADHD) among children and adolescents in Germany. Initial results from the German Health Interview and Examination Survey for Children and Adolescents (KiGGS)]. *Bundesgesundheitsbl* 2007; 50(5–6): 827–835.
27. Talge, NM, Neal, CF, Glover, V, Early Stress, Translational Research and Prevention Science Network Fetal and Neonatal Experience on Child and Adolescent Mental Health. Antenatal maternal stress and long-term effects on child neurodevelopment: how and why? *J Child Psychol Psychiatry* 2007; 48:3-4: 245–261.
28. Kahn R, Khoury J, Nichols W, Lanphear B. Role of dopamine transporter genotype and maternal prenatal smoking in childhood hyperactive-impulsive, inattentive, and oppositional behaviors. *J Pediatr* 2003; 143(1): 104–110.
29. Thapar A, Fowler T, Rice F, Scourfield J, van den Bree M, Thomas H, et al. Maternal smoking during pregnancy and attention deficit hyperactivity disorder symptoms in offspring. *Am J Psychiatry* 2003; 160(11): 1985–1989.
30. Elgen S, Sommerfelt K, Leversen K, Markestad T. Minor neurodevelopmental impairments are associated with increased occurrence of ADHD symptoms in children born extremely preterm. *Eur Child Adolesc Psychiatry* 2015; 24(4): 463–470.
31. Rochester J, Bolden A, Kwiatkowski C. Prenatal exposure to bisphenol A and hyperactivity in children: a systematic review and meta-analysis. *Environ Int* 2018; pii: S0160-4120(17)31196-0.
32. Eubig P, Aguiar A, Schantz S. Lead and PCBs as risk factors for attention deficit/hyperactivity disorder. *Environ Health Perspect* 2010; 118(12): 1654–1667.
33. Lange K. Dietary factors in the etiology and therapy of attention deficit/hyperactivity disorder. *Curr Opin Clin Nutr Metab Care* 2017; 20(6): 464–469.

## Anhang

**Tabelle A-1:** Studienpopulation, Anzahl der ADHS-Patienten sowie rohe und geschlechtsspezifische ADHS-Diagnoseprävalenzen bei Kindern und Jugendlichen im Alter zwischen 5 und 14 Jahren in Deutschland in den Jahren 2009 bis 2016 (Quelle: bundesweite, vertragsärztliche Abrechnungsdaten, VDX-Daten)

	Studienpopulation* N (%)	Anzahl ADHS-Patienten n	Diagnoseprävalenz % (95%-KI)
<b>2009</b>			
männlich	3.382.699 (51,3)	210.062	6,21 (6,18-6,24)
weiblich	3.216.474 (48,7)	60.225	1,87 (1,86-1,89)
gesamt	6.599.173 (100,0)	270.287	4,09 (4,08-4,11)
<b>2010</b>			
männlich	3.253.664 (51,3)	215.295	6,62 (6,59-6,64)
weiblich	3.089.793 (48,7)	63.350	2,05 (2,03-2,07)
gesamt	6.343.457 (100,0)	278.645	4,39 (4,38-4,41)
<b>2011</b>			
männlich	3.205.110 (51,3)	218.011	6,80 (6,77-6,83)
weiblich	3.039.897 (48,7)	65.430	2,15 (2,14-2,17)
gesamt	6.245.007 (100,0)	283.441	4,54 (4,52-4,56)
<b>2012</b>			
männlich	3.130.116 (51,3)	211.216	6,75 (6,72-6,78)
weiblich	2.967.533 (48,7)	64.449	2,17 (2,16-2,19)
gesamt	6.097.649 (100,0)	275.665	4,52 (4,50-4,54)
<b>2013</b>			
männlich	3.112.733 (51,4)	204.616	6,57 (6,55-6,60)
weiblich	2.947.396 (48,6)	63.093	2,14 (2,12-2,16)
gesamt	6.060.129 (100,0)	267.709	4,42 (4,40-4,43)
<b>2014</b>			
männlich	3.062.843 (51,3)	205.673	6,72 (6,69-6,74)
weiblich	2.902.966 (48,7)	64.904	2,24 (2,21-2,25)
gesamt	5.965.809 (100,0)	270.577	4,54 (4,52-4,55)
<b>2015</b>			
männlich	3.052.423 (51,3)	199.328	6,53 (6,50-6,56)
weiblich	2.892.203 (48,7)	63.758	2,20 (2,19-2,22)
gesamt	5.944.626 (100,0)	263.086	4,42 (4,41-4,44)
<b>2016</b>			
männlich	3.085.299 (51,4)	196.353	6,36 (6,34-6,39)
weiblich	2.922.115 (48,6)	63.525	2,17 (2,16-2,19)
gesamt	6.007.414 (100,0)	259.878	4,33 (4,31-4,34)
* GKV-Versicherte mit mindestens einem Arztkontakt pro Jahr im Altersbereich 5 bis 14 Jahre			
KI: Konfidenzintervalle			