

Unsicherheitsanalysen für Datenquellen zur Expositionsschätzung im Rahmen der Lebensmittelsicherheit

Dissertation

der Fakultät für Naturwissenschaften

Department Sport & Gesundheit

Institut für Ernährung, Konsum und Gesundheit

der Universität Paderborn

zur Erlangung des Grades

Dr. rer. nat.

vorgelegt von:

Diplom-Mathematiker Oliver Lindtner

Paderborn 2014

„What is clear, however, is that the “garbage in, garbage out” adage applies.”

Warren-Hicks et al. 1996

Inhaltsverzeichnis

Unsicherheitsanalysen für Datenquellen zur Expositionsschätzung im Rahmen der
Lebensmittelsicherheit..... 1

1.	Einleitung.....	14
2.	Problemstellung und Zielsetzung	20
3.	Unsicherheiten in der Expositionsschätzung - Hintergrund.....	25
3.1	Gestufte Verfahren	25
3.1.1	Deterministik	26
3.1.2	Probabilistik	26
3.1.3	Variabilität und Unsicherheit.....	31
3.2	Typen und Quellen für Unsicherheiten.....	32
3.3	Charakterisierung von Unsicherheiten	34
3.4	Qualitative Charakterisierung	35
3.5	Trennung von Variabilität und Unsicherheit.....	41
3.6	Quantitative Verfahren zur Charakterisierung von Unsicherheiten.....	46
3.7	Sensitivitätsanalysen.....	53
3.7.1	Nominal-Range-Sensitivity-Analyse (NRSA)	54
3.7.2	„Break-even“ oder Szenarioanalyse	55
3.7.3	Regressions-Verfahren	55
3.7.4	Korrelationskoeffizienten	56
3.7.5	Klassifikations- und Regressionsbäume (CART).....	57
3.7.6	Varianzanalyse (ANOVA)	57
3.7.7	Grafische Verfahren.....	58
3.7.8	Zusammenfassung.....	59
4.	Material und Methoden	61
4.1	Datenquellen für das Vorkommen von Agenzien in Lebensmitteln	61
4.1.1	Lebensmittel-Monitoring (LM-M).....	61
4.1.2	Überwachte Feldversuche.....	64
4.1.3	Bundeslebensmittelschlüssel (BLS)	65
4.2	Datenquellen zur Beschreibung von Verzehrshäufigkeiten und -mengen	66
4.2.1	Ernährungssurvey.....	66

4.2.2	Nationale Verzehrsstudie I	67
4.2.3	VELS-Studie	68
4.2.4	Nationale Verzehrsstudie II	69
4.2.5	ESKIMO	70
4.3	Körpergewicht.....	71
4.4	Verwendete Ansätze zur qualitative Beschreibung von Unsicherheiten in Datenquellen..	72
4.5	Verwendete Ansätze zur Schätzung der Parameterunsicherheit in Datenquellen	76
4.6	Verwendete Ansätze zur Beschreibung von Unsicherheiten über die Verteilungsform	84
4.7	Vergleich zweier Ansätze zur Ermittlung der Kurzeitaufnahme	86
4.8	Verwendete Ansätze zur Beschreibung der Kumulation von Unsicherheiten.....	87
5.	Qualitative Unsicherheiten Typischer Datengrundlagen in der Expositionsschätzung	88
5.1	Daten zu Gehalten von Stoffen in Lebensmitteln.....	88
5.1.1	Lebensmittel-Monitoring.....	88
5.1.2	Bundeslebensmittelschlüssel	104
5.2	Daten zu Verzehrshäufigkeiten und –mengen	109
5.2.1	Überblick zur Verwendung der verschiedenen Verzehrsstudien in der Risikobewertung 109	
5.2.2	Ernährungssurvey.....	118
5.2.3	VELS-Studie	124
5.2.4	NVS II.....	130
6.	Quantifizierung ausgewählter Unsicherheiten bei Verwendung typischer Datengrundlagen in der Expositionsschätzung	136
6.1	Quantifizierung der Parameterunsicherheiten im Lebensmittel-Monitoring	136
6.2	Unsicherheitsanalysen bei Verteilungsschätzungen auf Basis des Lebensmittel-Monitoring 140	
6.3	Unsicherheiten bei der Ableitung eines oberen Perzentils der Kurzeitaufnahme für akute Risikobewertungen.....	145
7.	Beispiel einer Unsicherheitsanalyse.....	150
7.1	Qualitative Unsicherheitsanalyse	153
7.2	Ergebnisse Szenario 1	157
7.3	Parameterunsicherheit in Szenario 2.....	159
7.4	Welchen Einfluss hat die Lebensmittelgruppierung?	167
8.	Diskussion.....	172
8.1	Schema zur qualitativen Bewertung der Unsicherheiten	172
8.2	Qualitative Unsicherheiten der Datenquellen.....	175

8.3	Nutzung von ConFit zur Berechnung von Konfidenzintervallen	178
8.4	Ableitung von Standardbreiten der Konfidenzintervalle in Gehaltsdaten bei fehlenden Einzeldaten	194
8.5	Verwendung der Lognormalverteilung als Standard für die Beschreibung von Gehalten in Lebensmitteln.....	200
8.6	Vergleich der Ansätze zum Umgang mit den Verzehrstagen im Rahmen akuter Bewertungen	205
8.7	Unsicherheitsanalysen am Beispiel der Kupferaufnahme bei Verzehr von Obst	207
9.	Zusammenfassung.....	213

Abbildungsverzeichnis

<i>Abbildung 1: Vergleich der Ergebnisse aus einer deterministischen und probabilistischen Aufnahmeschätzung bei Anreicherung von Margarinen mit Phytosterolen (modifiziert nach Lindtner, 2005).....</i>	<i>28</i>
<i>Abbildung 2: Grafische Darstellung der unterschiedlichen Abbildung von Variabilität und Unsicherheit in einer Verteilung.....</i>	<i>45</i>
<i>Abbildung 3: Bewertungskriterien und Skala zur Ermittlung des Scores für den Grad der Unsicherheit in Tabelle 1, adaptiert nach WHO (2008) und NUSAP (Sluijs et al., 2005).....</i>	<i>75</i>
<i>Abbildung 4: Bewertungskriterien und Skala zur Ermittlung des Scores für den Wissensstand in Tabelle 1, adaptiert nach WHO (2008) und NUSAP (Sluijs et al., 2005).....</i>	<i>76</i>
<i>Abbildung 5: Bewertungskriterien und Skala zur Ermittlung des Scores für die Subjektivität in Tabelle 1, adaptiert nach WHO (2008) und NUSAP (Sluijs et al., 2005).....</i>	<i>76</i>
<i>Abbildung 6: Startmaske des Tools ConFit.....</i>	<i>78</i>
<i>Abbildung 7: Beispiel der Ergebnisdatei des Tools ConFit – Tabellenblatt zur Dokumentation der Eingabe-Parameter.....</i>	<i>80</i>
<i>Abbildung 8: Schematische Darstellung der Umsetzung des Bootstrap-Prinzips im Tool ConFit.....</i>	<i>82</i>
<i>Abbildung 9: Entscheidungsbaum für die Verwendung von deutschen Verzehrsdaten (bevor ESKIMO und NVS II zur Verfügung standen) unter Berücksichtigung von Alter, Art der Risikobewertung und Lebensmittelbeschreibung. Die drei Entscheidungskriterien und ihre Ausprägungen sind vertikal mit dunkel- und hellblauen Kästchen dargestellt. Die farbigen Linien kennzeichnen die möglichen Kombinationen der Kriterien mit den zu verwendenden Verzehrsdaten.....</i>	<i>115</i>
<i>Abbildung 10: Entscheidungsbaum für die Verwendung von deutschen Verzehrsdaten (nachdem ESKIMO und NVS II zur Verfügung stehen) unter Berücksichtigung von Alter und Art der Risikobewertung. Die drei Entscheidungskriterien und ihre Ausprägungen sind vertikal mit dunkel- und hellblauen Kästchen dargestellt. Die farbigen Linien kennzeichnen die möglichen Kombinationen der Kriterien mit den zu verwendenden Verzehrsdaten.....</i>	<i>117</i>
<i>Abbildung 11: Mittelwert - Prozentuale Abweichungen der Ränge 1-3 der angepassten parametrischen Verteilungen nach Anderson-Darling von der empirischen Verteilung</i>	<i>141</i>
<i>Abbildung 12: Median - Prozentuale Abweichungen der Ränge 1-3 der angepassten parametrischen Verteilungen nach Anderson-Darling von der empirischen Verteilung</i>	<i>142</i>
<i>Abbildung 13: 95-tes Perzentil - Prozentuale Abweichungen der Ränge 1-3 der angepassten parametrischen Verteilungen nach Anderson-Darling von der empirischen Verteilung</i>	<i>143</i>
<i>Abbildung 14: 5-tes Perzentil - Prozentuale Abweichungen der Ränge 1-3 der angepassten parametrischen Verteilungen nach Anderson-Darling von der empirischen Verteilung</i>	<i>143</i>
<i>Abbildung 15: Quantil-Quantil-Diagramm zur Überprüfung der Normalverteilungshypothese für die prozentuale Abweichung beider Ansätze</i>	<i>146</i>
<i>Abbildung 16: Quantil-Quantil-Diagramm zur Überprüfung der Normalverteilungshypothese für die mittlere Anzahl Verzehrstage pro Person.....</i>	<i>148</i>

Abbildung 17: Quantil-Quantil-Diagramm zur Überprüfung der Normalverteilungshypothese für den Anteil Verzehrer.....	149
Abbildung 18: Anteile einzelnen LM-Gruppen an der Kupferaufnahme durch den Verzehr von Obst in Szenario 1 (Basierend auf dem Ernährungssurvey und dem BLS).....	158
Abbildung 19 Anteile einzelnen LM-Gruppen an der Kupferaufnahme durch den verzehr von Obst in Szenario 2 (Basierend auf dem Ernährungssurvey und dem LM-M).....	158
Abbildung 20: Darstellung der Unsicherheiten als Konfidenzbereiche für die Expositionsverteilung der Kupferaufnahme bei durchschnittlichem Obstverzehr (Daten des Ernährungssurvey) und unter Berücksichtigung von Variabilität und Unsicherheit der Kupfergehalte im LM-M.....	161
Abbildung 21: Darstellung der Unsicherheiten im deterministischen Modell als Konfidenzbereiche für die Expositionsverteilung unter zusätzlicher Visualisierung der Variabilität des Verzehrs von Obst (Daten des Ernährungssurvey) symbolisiert durch die unterschiedliche Einfärbung der Verteilungen und unter Berücksichtigung der Variabilität (Verteilungen) der Kupfergehalte im LM-M.....	162
Abbildung 22: Gegenüberstellung von deterministischem Modell wie in Abbildung 21 und fünf Simulationen im probabilistischen Modell. Für die jeweiligen Verteilungen wurde der Verzehr konstant gehalten und die deterministischen Verteilungen stellen somit die Variabilität der Gehalte dar.....	164
Abbildung 23: Gegenüberstellung von deterministischem Modell wie in Abbildung 21 und fünf Simulationen im probabilistischen Modell. Für die jeweiligen Verteilungen wurden die Gehalte konstant gehalten und die deterministischen Verteilungen stellen somit die Variabilität des Verzehrs dar.	166
Abbildung 24: Beitrag einzelner Lebensmittelgruppen zur Aufnahme von Kupfer über Obst bei Verwendung des kompletten Bundeslebensmittelschlüssels (BLS) (links) bzw. des auf die ersten beiden Stellen reduzierten BLS (rechts).....	169
Abbildung 25: Vergleich der Rangplätze für die Aufnahmeschätzung von Kupfer unter Verwendung des vollständigen Bundeslebensmittelschlüssels (BLS) und des auf die ersten zwei Stellen reduzierten BLS für Obst.....	170
Abbildung 26: Vergleich der Rangplätze und Zuordnung zu Quintilen der Aufnahmeschätzungen von Kupfer unter Verwendung des vollständigen Bundeslebensmittelschlüssels (BLS) und des auf die ersten zwei Stellen reduzierten BLS für Obst.....	171
Abbildung 27: Darstellung der Konvergenz der Abweichungen der 95 %-Konfidenzgrenzen vom Mittelwert in Abhängigkeit von der Anzahl Simulationen für die Standard-Bootstrap-Schätzungen (rote Markierungen) und die BC_{α} -Korrekturen (blaue Markierungen). Beispiel aus dem Lebensmittel-Monitoring für Kupfergehalte in Hering aus dem Jahr 2004 (Basis 205 Werte, keine Werte unter der Bestimmungsgrenze).	180
Abbildung 28: Abweichungen der Konfidenzgrenzen für verschiedene Statistiken in Abhängigkeit von der Anzahl Simulationen. Beispiel: Kupfergehalte in Hering aus dem LM-M des Jahres 2004 (n=205 Werte), Abweichungen bei Median (oben links), Standardabweichung (unten links), 90 %-Quantil (oben rechts) und 95 %-Quantil (oben links)	181
Abbildung 29: Abweichungen der Konfidenzgrenzen für den Mittelwert in Abhängigkeit vom Stichprobenumfang der Ausgangsstichprobe. Beispiel: Kupfergehalte in verschiedenen LM	

aus dem LM-M der Jahre 2004 und 2005 (Erdnuss, n=22/ Leinsamen, n=62/ Reis, n=108/ Spinat, n=149/ Ananas, n=191/ Hering, n=205), Simulation ohne BC_a -Korrektur.....	182
Abbildung 30: Abweichungen der Konfidenzgrenzen für den Mittelwert in Abhängigkeit vom Stichprobenumfang der Ausgangsstichprobe. Beispiel: Kupfergehalte in verschiedenen LM aus dem LM-M der Jahre 2004 und 2005 (Erdnuss, n=22/ Leinsamen, n=62/ Reis, n=108/ Spinat, n=149/ Ananas, n=191/ Hering, n=205), Simulation mit BC_a -Korrektur	183
Abbildung 31: Absolute Abweichungen der Konfidenzgrenzen für den Mittelwert in Abhängigkeit vom Stichprobenumfang der Ausgangsstichprobe. Beispiel: Standardnormalverteilungen mit verschiedenen Stichprobengrößen (n=25/ n=50/ n=100/ n=150/ n=200/ n=1000), Simulation ohne BC_a -Korrektur	184
Abbildung 32: Darstellung der Verteilungen der Ausgangswerte für ein Beispiel mit Ausreißern als Boxplot mit Angabe des Stichprobenumfanges (Kupfergehalt im LM-M 2005, 151 Werte, 98 % bestimmbar, Ausreißer). Links die Darstellung aller 151 Werte, rechts die Darstellung nach Streichung des maximalen Wertes zur besseren Darstellung der anderen Werte.	185
Abbildung 33: Vorhandensein von Ausreißern: Darstellung der Konvergenz der relativen Konfidenzintervallbreite (Abweichungen der 95 %-Konfidenzgrenzen vom Mittelwert) in Abhängigkeit von der Anzahl Simulationen für die Standard-Bootstrap-Schätzungen (rote Markierungen) und die BC_a -Korrekturen (blaue Markierungen). Beispiel aus dem Lebensmittel-Monitoring für Kupfergehalte in Salami aus dem Jahr 2005 (Basis 151 Werte, 98 % der bestimmbar).....	186
Abbildung 34: Vorhandensein von Ausreißern: Darstellung der Konvergenz der relativen Konfidenzintervallbreite (Abweichungen der 95 %-Konfidenzgrenzen vom 95%-Quantil) in Abhängigkeit von der Anzahl Simulationen für die Standard-Bootstrap-Schätzungen (rote Markierungen) und die BC_a -Korrekturen (blaue Markierungen). Beispiel aus dem Lebensmittel-Monitoring für Kupfergehalte in Salami aus dem Jahr 2005 (Basis 151 Werte, 98 % der bestimmbar).....	186
Abbildung 35: Abweichungen der Konfidenzgrenzen für den Mittelwert [%] in Abhängigkeit vom Verhältnis der Varianzschätzung zur Mittelwertschätzung. Beispiel: Kupfergehalte in verschiedenen LM (Hering 17 %/ Ananas 43 %/ Kartoffeln 50 %/ Spinat 70 %/ Qualitätsschaumwein 80 %), Simulation ohne BC_a -Korrektur.....	187
Abbildung 36: Darstellung der Konvergenz der Abweichungen der 90 %-Konfidenzgrenzen vom Mittelwert (oben) und von dem 95 %-Quantil (unten) in Abhängigkeit von der Anzahl Simulationen für die Standard-Bootstrap-Schätzungen (rote Markierungen) und die BC_a -Korrekturen (blaue Markierungen). Beispiel aus dem Lebensmittel-Monitoring für Kupfergehalte in Hering aus dem Jahr 2004 (Basis 205 Werte, kein Wert unter Bestimmungsgrenze).....	188
Abbildung 37: Darstellung der Konvergenz der Abweichungen der 99 %-Konfidenzgrenzen vom Mittelwert (oben) und von dem 95 %-Quantil (unten) in Abhängigkeit von der Anzahl Simulationen für die Standard-Bootstrap-Schätzungen (rote Markierungen) und die BC_a -Korrekturen (blaue Markierungen). Beispiel aus dem Lebensmittel-Monitoring für Kupfergehalte in Hering aus dem Jahr 2004 (Basis 205 Werte, kein Wert unter Bestimmungsgrenze).....	189
Abbildung 38: Abweichungen der Konfidenzgrenzen für den Mittelwert [%] in Abhängigkeit vom Anteil bestimmbarer Werte. Beispiel: Kupfer- und Arsengehalte in verschiedenen LM (Cu-Erdbeere 75 %/ Cu-Rotkohl 60 %/ Cu-Tomate 54 %/ Cu-Apfelsaft 28 %/ As-Erdbeere	

12 %/ As-Rotkohl 4 %/ As-Tomate 1 %), Simulation ohne BC_a -Korrektur (oben) und mit BC_a -Korrektur (unten) 191

Abbildung 39: Abweichungen der Konfidenzgrenzen für das 95 %-Quantil [%] in Abhängigkeit vom Anteil bestimmbarer Werte. Beispiel: Kupfer- und Arsengehalte in verschiedenen LM (Cu-Erdbeere 75 %/ Cu-Rotkohl 60 %/ Cu-Tomate 54 %/ Cu-Apfelsaft 28 %/ As-Erdbeere 12 %/ As-Rotkohl 4 %/ As-Tomate 1 %), Simulation ohne BC_a -Korrektur (oben) und mit BC_a -Korrektur (unten) 192

Abbildung 40: Relative Abweichungen der oberen/ unteren Konfidenzschranke vom jeweiligen statistischen Parameter für die Kupfergehalte des Lebensmittel-Monitoring aus den Jahren 1995-2005. In die Berechnung der Intervalle mittels ConFit wurden alle Werte einbezogen. Das Signifikanzniveau beträgt 95%. 197

Abbildung 41: Darstellung der Abhängigkeit der Breite der Konfidenzintervalle vom Beprobungsjahr für die statistischen Kennzahlen Mittelwert (links) und 95-tes Perzentil (rechts). 198

Abbildung 42: Darstellung der Abhängigkeit der Breite der Konfidenzintervalle von der Stichprobengröße für die statistischen Kennzahlen Mittelwert (links) und 95-tes Perzentil (rechts). 199

Tabellenverzeichnis

<i>Tabelle 1: Übersichtstabelle zur Bewertung qualitativer Unsicherheiten von Datenquellen adaptiert nach EFSA (2006), WHO (2008) und NUSAP (Sluijs et al., 2005).....</i>	<i>74</i>
<i>Tabelle 2: Vergleich des Einflusses der Verwendung der im Lebensmittel-Monitoring Tabellenbänden angegebenen einheitlichen mindest einzuhaltenden Bestimmungsgrenze (meBG) und der Verwendung der individuellen Bestimmungsgrenze der einzelnen Labore für Lebensmittel mit unterschiedlichen prozentualen Anteilen bestimmbarer Werte an der Gesamtprobenzahl (Brühwürstchen, 2005, meBG = 1 mg/kg/ Apfelsaft, 2004, meBG = 0,5 mg/kg/ Qualitätsschaumwein, 2005, meBG = 0,4 mg/kg)</i>	<i>98</i>
<i>Tabelle 3: Übersicht qualitative Bewertung der Unsicherheiten im Lebensmittel-Monitoring</i>	<i>102</i>
<i>Tabelle 4: Schema zur qualitativen Bewertung des Bundeslebensmittelschlüssels</i>	<i>107</i>
<i>Tabelle 5: Übersicht zur qualitativen Bewertung des Ernährungssurvey als Datengrundlage zur Bewertung chronischer Risiken in der deutschen Bevölkerung ab 18 Jahren.....</i>	<i>122</i>
<i>Tabelle 6: Übersicht zur qualitativen Unsicherheitsbewertung der VELS-Studie als Datengrundlage für akute und chronische Risikobewertungen bei Kleinkindern</i>	<i>128</i>
<i>Tabelle 7: Übersicht zur qualitativen Unsicherheitsbewertung der Nationalen Verzehrsstudie II als Datengrundlage für akute und chronische Risikobewertungen der deutschen Bevölkerung im Alter von 14-80 Jahre</i>	<i>134</i>
<i>Tabelle 8: Statistische Kennzahlen für die relativen Breiten der Konfidenzintervalle der Kupfergehalte im Lebensmittel-Monitoring der Jahre 1995-2005 (Alle Werte) Konfidenzintervalle wurden mittels ConFit mit Korrektur und zum Signifikanzniveau 95% ermittelt.</i>	<i>137</i>
<i>Tabelle 9: Zusammenfassende Statistiken für die Konfidenzintervallbreiten des Mittelwertes und des 95-ten Perzentils für verschiedene im LM-M untersuchte Elemente und Nitrat. Rot markiert, der auf Basis von Kupfer abgeleitete Standard.</i>	<i>138</i>
<i>Tabelle 10: Zusammenfassende Statistiken für die Konfidenzintervallbreiten des Mittelwertes und des 95-ten Perzentils für verschiedene im LM-M untersuchte Mykotoxine.</i>	<i>138</i>
<i>Tabelle 11: Zusammenfassende Statistiken für die Konfidenzintervallbreiten des Mittelwertes und des 95-ten Perzentils für verschiedene im LM-M untersuchte Pestizide.</i>	<i>139</i>
<i>Tabelle 12: Vergleich von Konfidenzintervallbreiten simulierter und unter Annahme der Normalverteilung theoretisch berechneter Konfidenzintervalle am Beispiel Kupfer</i>	<i>139</i>
<i>Tabelle 13: Mittels @RISK angepasste und nach dem dem Anderson-Darling-Kriterium sortierte parametrische Verteilungsformen für Kupfergehalte (bestimmbare Werte) des Lebensmittel-Monitoring aus den Jahren 1995-2005</i>	<i>144</i>
<i>Tabelle 14: Minimum (Min), der Mittelwert (MW), Median und das Maximum (Max) der mittleren prozentualen Abweichung des 97.5ten Perzentils über alle Verzehrstage vom 95ten Perzentil der Maxima über die Verzehrstage je Proband in Abhängigkeit der absoluten Anzahl Verzehrer. Mit N ist die Anzahl Lebensmittel bezeichne, die in die Auswertung eingeflossen sind.</i>	<i>145</i>
<i>Tabelle 15: Vergleich der Minima (Min), der Mittelwerte (MW), Mediane und Maxima (Max) für die mittlere Anzahl Verzehrstage je Proband und den prozentualen Anteil Verzehrer in</i>	

<i>Abhängigkeit von der prozentualen Abweichung beider Schätzungen (97.5ten Perzentils über alle Verzehrstage und 95tes Perzentil der Maxima über die Verzehrstage je Proband) Mit N ist die Anzahl Lebensmittel bezeichne, die in die Auswertung eingeflossen sind.</i>	<i>147</i>
<i>Tabelle 16: Beschreibung von Szenario, Modell und Parametern als Grundlage für die qualitative Unsicherheitsanalyse nach WHO (2008).....</i>	<i>154</i>
<i>Tabelle 17: Qualitative Bewertung der Unsicherheiten für die Aufnahmeschätzung von Kupfer nach WHO (2008)</i>	<i>155</i>
<i>Tabelle 19: Unterschiede für Parameter der Aufnahmeverteilung von Kupfer aus Obst in Abhängigkeit von der Gruppierung des Bundeslebensmittelschlüssels (BLS) in mg/kg Körpergewicht und Tag.....</i>	<i>168</i>
<i>Tabelle 20: Gegenüberstellung theoretisch berechneter Konfidenzintervalle und mit ConFit simulierter Konfidenzintervalle bei verschiedenen Simulationszahlen.....</i>	<i>179</i>
<i>Tabelle 18: Vergleich der in den Szenarien berücksichtigten Verzehrsmengen für Obst und Aufnahme von Kupfer über Obst.....</i>	<i>210</i>

Abkürzungsverzeichnis

ADV:	Allgemeine Deutsche Verwaltungsvorschrift
ANOVA:	Analysis of Variance
AUH:	Ausschuss für Umwelthygiene
BfEL:	Bundesforschungsanstalt für Ernährung und Lebensmittel in Karlsruhe
BfR:	Bundesinstitut für Risikobewertung
BgVV:	Bundesamt für gesundheitlichen Verbraucherschutz und Veterinärmedizin
BLS:	Bundeslebensmittelschlüssel
BMEL:	Bundesministerium für Ernährung und Landwirtschaft
BVL:	Bundesamt für Verbraucherschutz und Lebensmittelsicherheit
CART:	Classification and Regression Tree
CFU:	Colonie Forming Unit (Koloniebildende Einheit)
ConFit:	Tool zur Berechnung von Konfidenzintervallen verschiedener Stichprobenparameter (abgeleitet von confidence interval fitting)
CoT:	Committee of Toxicity
DGE:	Deutsche Gesellschaft für Ernährung
EC:	European Commission
EFSA:	European Food Safety Authority
EFCOSUM:	Project "European Food Consumption Survey Method"
ES:	Ernährungssurvey
EsKiMo:	Ernährungsstudie als KiGGSModul
EU:	Europäische Union
FAO:	Food and Agricultural Organisation of the United Nations
FFQ:	Food Frequency Questionnaire
GfK:	Gesellschaft für Konsumforschung
IPCS:	International Program of Chemical Safety
KIGGS:	Kinder- und Jugendgesundheitsurveys
LExUKon:	Lebensmittelbedingte Exposition gegenüber Umweltkontaminanten
LM:	Lebensmittel
LM-M:	Lebensmittel-Monitoring
MCRA:	Monte Carlo Risk Assessment
MRI:	Max-Rubner Institut
MW:	Mittelwert
NOAEL:	No Observed Adverse Effect Level
NRSA:	Nominal-Range-Sensitivity-Analyse
NUSAP:	Numerical, Unit, Spread, Assessment und Pedigree
NVS:	Nationale Verzehrstudie

QQ-Plot:	Quantil-Quantil-Plot
RKI:	Robert-Koch-Institut
SCF:	Scientific Committee on Food
SPSS:	Statistical Package for the Social Sciences
TNO:	Nederlandse Organisatie voor toegepast-natuurwetenschappelijk onderzoek (Organisation für angewandte Wissenschaft der Niederlande)
UL:	Upper Level
USEPA:	United States Environmental Protection Agency
VELS:	Verzehrsstudie zur Ermittlung der Lebensmittelaufnahme von Säuglingen und Kleinkindern für die Abschätzung eines akuten Toxizitätsrisikos durch Rück- stände von Pflanzenschutzmitteln
VERA:	Verbundstudie Ernährungserhebung und Risikofaktoren Analytik
WHO:	World Health Organization

1. EINLEITUNG

Die Risikobewertung ist ein zentrales Element des gesundheitlichen Verbraucherschutzes (Lindemann, 2006). Gesundheitliche Risikobewertungen werden zumeist anlassbezogen durchgeführt, wenn eine gesundheitliche Gefahr für den Verbraucher aufgrund von aktuellen Messungen oder neuen wissenschaftlichen Erkenntnissen über chemische Substanzen bzw. Mikroorganismen nicht auszuschließen ist. Gleichzeitig bilden sie eine wichtige Grundlage, um gesundheitliche Risiken für den Verbraucher vor der Markteinführung von beispielsweise Pflanzenschutzmitteln weitestgehend auszuschließen.

Eine Risikobewertung setzt sich dabei in der Regel aus den 4 Elementen der Gefährdidentifizierung, Gefahrbeschreibung, Expositionsschätzung und Risikocharakterisierung zusammen und beschreibt die Wahrscheinlichkeit des Auftretens eines gesundheitlichen Effektes unter Berücksichtigung vorhandener Unsicherheiten (EC, 2000). Unsicherheitsbetrachtungen sind demnach unerlässlich, um den wissenschaftlichen Kenntnisstand zum Zeitpunkt der Risikobewertung klar darzulegen und angemessene Optionen für Risikomanagement und Risikokommunikation zu entwickeln sowie weiteren wissenschaftlichen Forschungsbedarf abzuleiten. Unsicherheitsbetrachtungen unterstützen somit das zentrale Anliegen der Risikobewertung im Rahmen des Verbraucherschutzes, den Schutz des Verbrauchers vor gesundheitlichen Risiken gegenüber chemischen Stoffen oder Mikroorganismen, mit denen der Verbraucher über Lebensmittel oder Haushaltsprodukte in direkten oder indirekten Kontakt kommt, zu gewährleisten.

Für den Umgang mit Unsicherheiten im gesundheitlichen Verbraucherschutz spielt das Vorsorgeprinzip eine besondere Rolle, wie für den Bereich der Lebensmittelsicherheit in der Verordnung zur Festlegung der allgemeinen Grundsätze und Anforderungen des Lebensmittelrechts des Europäischen Parlamentes VERORDNUNG (EG) Nr. 178/2002 (EU, 2002) zum Ausdruck kommt:

„In besonderen Fällen, in denen ein Risiko für Leben oder Gesundheit gegeben ist, wissenschaftlich aber noch Unsicherheit besteht, ergibt sich aus dem Vorsorgeprinzip ein Mechanismus zur Ermittlung von Risikomanage-

mentmaßnahmen oder anderen Aktionen, um das in der Gemeinschaft gewählte hohe Gesundheitsschutzniveau sicherzustellen.“

Bei der Anwendung des Vorsorgeprinzips sind die rein wissenschaftliche und die regulatorische Risikobewertung zu unterscheiden. Bei einer rein wissenschaftlichen Untersuchung einer Fragestellung kommt das Vorsorgeprinzip kaum zur Anwendung und Unsicherheiten können durch intensiviert Untersuchungen und weiterführende Forschung ausgeräumt werden. Im Gegensatz dazu herrscht in der Regulation oftmals ein verbraucherpolitischer Entscheidungsdruck, der eine kurzfristige Entscheidungsgrundlage zum aktuellen Zeitpunkt der Problemstellung für das Risikomanagement notwendig macht. Entsprechend dem regulatorischen Grundsatz des Vorsorgeprinzips erfordert dies damit neben der Beschreibung des Wissens regelmäßig den Umgang mit Nicht-Wissen (Mosbach-Schulz et al., 2004). Der zeitliche Druck bei gleichzeitigem Vorhandensein von Nichtwissen, sowie die Vielzahl der zu betrachtenden Agenzien, erfordern praktikable Verfahren, die für einen breiten Einsatz in der regulatorischen Risikobewertung geeignet sind. Praktikabilität bedeutet dabei, dass die Verfahren in kurzer Zeit und mit vertretbarem Aufwand an Ressourcen (IT, Recherchen, Datenerhebungen) durchgeführt werden können. Zudem erfordern die angewendeten Methoden eine breite politische und öffentliche Akzeptanz und unterliegen in vielen Fällen einem längerfristigen Prozess der Meinungsbildung und Standardisierung. Das sind zwangsläufig nicht dieselben Verfahren, die im Rahmen einer rein wissenschaftlichen Risikobewertung Anwendung finden, da hier nach Möglichkeit die modernsten wissenschaftlichen Methoden eingesetzt werden, die in der Regel mit einem höheren Aufwand und zusätzlichen Datenerhebungen verbunden sind sowie langfristig angelegt sind. Methoden nach dem neuesten wissenschaftlichen Erkenntnisstand stehen üblicherweise nicht allen am regulatorischen Prozess Beteiligten gleichermaßen zur Verfügung und sind somit als Standard im Rahmen internationaler Bewertungsverfahren zunächst ungeeignet.

Die Berücksichtigung von Unsicherheiten bei Beschreibung und Quantifizierung der Exposition ist vor allem durch die Vielzahl der möglichen Expositionsquellen, Expositionspfade und Kontaktszenarien, durch welche der Verbraucher in Kontakt zum zu bewertenden Agens kommen kann, sehr komplex. Die Vielzahl unter-

schiedlicher in der Expositionsschätzung verwendeter Modelle und Datengrundlagen zur Beschreibung der Modellparameter erschweren die Bewertung. Aus diesem Grund werden einfache und allgemein akzeptierte Unsicherheitsfaktoren verwendet.

Dieses Problem und der vorab beschriebene verbraucherpolitische Entscheidungsdruck bei verbleibenden Unsicherheiten, haben dazu geführt, dass in der regulatorischen Risikobewertung dem Vorsorgeprinzip bislang vor allem durch Anwendung konservativer Verfahren zur Schätzung der Exposition Rechnung getragen wurde. Das bedeutet, Abweichungen der Parameter und der ermittelten Exposition von den nicht genau bestimmbar tatsächlichen Werten werden in Kauf genommen, um durch bewusste Überschätzung eine ausreichende Sicherheit der Verbraucher zu erreichen. Damit ermöglichen konservative Verfahren auch eine Bewertung auf Basis unzureichender Daten und aufgrund ihrer relativen Einfachheit schnelle Entscheidungen in der Regulation.

Aufgrund zahlreicher Nachteile dieser vereinfachenden konservativen Verfahren werden diese in den letzten Jahren verstärkt durch probabilistische Ansätze ergänzt. Dies wird nötig, wenn aufgrund einer zum Teil erheblichen Überschätzung der Exposition durch Verknüpfung vieler konservativer Annahmen ein gesundheitliches Risiko für den Verbraucher nicht ausgeschlossen werden kann und somit eine genauere Expositionsschätzung erforderlich wird. Mit Blick auf aufwendige Risikominderungsmaßnahmen muss geprüft werden, dass eine Überschreitung toxikologischer Kennwerte nicht ausschließlich durch unrealistische Annahmen in Daten und Szenarien bedingt sind. Weitere Nachteile einer deterministischen Bewertung sind die begrenzten Möglichkeiten, Hinweise über Parameter abzuleiten, die maßgeblich zu einem Risiko beitragen, wenn ein solches Risiko in der Schätzung indiziert wird (Bosgra, 2005). Auch die Unterscheidung verschiedener Bevölkerungsgruppen als Grundlage für Risikomanagement und Risikokommunikation ist mit Hilfe verteilungsbasierter Verfahren besser zu gewährleisten. Bei probabilistischen Verfahren ist es zudem besonders wichtig, die Variabilität der einzelnen Parameter von der Unsicherheit zu unterscheiden (USEPA, 2001). Probabilistische Verfahren liefern gute Ansätze, um die Variabilität, d.h. die Variation eines Parameters in einer definierten Population, angemessen zu beschreiben und da-

mit auch die Variabilität der Aufnahme innerhalb der Bevölkerung (EC, 2003). Dies ersetzt keine Betrachtung der Unsicherheiten, d.h. inwieweit die Schätzung durch Unwissen oder Genauigkeit der Messinstrumente beeinflusst wird, sondern erfordert im Gegenteil eine saubere Trennung dieser beiden Größen in Beschreibung und Modellierung. Hierfür ist eine systematische Auseinandersetzung mit einzelnen Datenquellen und den darin enthaltenen Variabilitäten bzw. Unsicherheiten erforderlich und der Einsatz zweistufiger Monte-Carlo-Simulationen notwendig (Sander et al., 2006). Unsicherheitsanalysen können auch Ansätze zur Priorisierung von Risikominderungsmaßnahmen geben und somit der Arbeit der Risikomanager unterstützen. Andererseits besteht die Gefahr, dass ohne angemessene Betrachtung der Unsicherheiten falsche Managemententscheidungen getroffen werden. So zeigen Jurek et al. (2006), dass die Nichtberücksichtigung von Unsicherheiten in epidemiologischen Studien zu Fehlinterpretationen führen kann.

Damit kommt der Unsicherheitsanalyse im Rahmen probabilistischer Expositionsschätzungen eine besondere Bedeutung zu. Die Verwendung komplexer Modelle, detaillierter Szenarien und die verstärkte Nutzung von erhobenen oder gemessenen Daten erhöhen einerseits die Anzahl der Parameter und sind andererseits oft nur für spezifische Fragestellungen berechtigt. Damit ergeben sich auch zusätzliche Quellen für Unsicherheiten. Würden diese nicht entsprechend dargestellt und quantifiziert, bestünde die Gefahr, dass sich ein trügerisches Bild, über die tatsächliche Aussagekraft der Schätzung ergibt. Nur durch eine qualitative und so möglich quantitative Beschreibung der Vielzahl an einzelnen Unsicherheiten und deren Einfluss auf das Ergebnis der Expositionsschätzung kann ein genaues Bild des Erkenntnisstandes und der Sicherheit der zu treffenden regulatorischen Entscheidungen gegeben werden. Damit macht der zunehmende Einsatz probabilistischer Ansätze auch die Entwicklung und Anwendung neuer Konzepte zur Berücksichtigung der Unsicherheiten und Umsetzung des Vorsorgeprinzips erforderlich. Durch eine stärkere Nähe der Expositionsschätzung zur Realität darf das Vorsorgeprinzip und der Schutz des Verbrauchers nicht außer Kraft gesetzt werden.

In Punktschätzungen und verteilungsbasierten Verfahren werden auch subjektive Expertenurteile anstelle gemessener Parameter verwendet. Genauso werden für die Begründung warum eine bestimmte Annahme als konservativ angesehen wer-

den kann, Expertenaussagen zugrunde gelegt. Diese Vorgehensweise wird häufig kritisiert, da die daraus resultierenden unterschiedlichen Bewertungen mehrerer Experten nicht unwesentlich zur Verunsicherung der Verbraucher beitragen. Qualitative und quantitative Beschreibungen von Unsicherheiten in der Schätzung bieten eine Chance, im Rahmen der Risikokommunikation dem Verbraucher mehr Transparenz und Glaubwürdigkeit zu vermitteln (Johnson et al., 1998). Für Regulatoren sind Unsicherheitsanalysen darüber hinaus ein unabdingbares Hilfsmittel, um verschiedene Risikobewertungen vergleichen zu können.

In der wissenschaftlichen Literatur sind seit einiger Zeit einzelne Verfahren zur qualitativen und quantitativen Charakterisierung von Unsicherheiten beschrieben (Morgan und Henrion, 1998; Cullen und Frey, 1999; Frey und Patil, 2002; Sluijs et al., 2003). Dabei wird ein breites Spektrum von Verfahren aus der Statistik auf die speziellen Fragestellungen der Unsicherheitsanalyse übertragen, so dass von relativ einfachen Ansätzen bis hin zu modernen mathematischen Methoden eine Vielzahl an Ansätzen zur Quantifizierung von Unsicherheiten zur Verfügung steht.

Auch die internationalen Behörden und Gremien im Bereich der Risikobewertung haben das Thema der Unsicherheitsanalysen aufgegriffen. Bereits 1999 veröffentlichte die USEPA (1999) Leitlinien zur Durchführung einer probabilistischen Expositionsschätzung und die Behandlung von Unsicherheiten. In den vergangenen Jahren haben sowohl die EFSA (2006), als auch die WHO (2008a) zum Umgang mit Unsicherheiten in der Expositionsschätzung veröffentlicht. Ein Leitfaden der WHO für die Unsicherheitsanalyse in der Gefahrenidentifikation steht kurz vor dem Abschluss. Als Basis für den Umgang mit Unsicherheiten wird dabei die Trennung von Variabilität und Unsicherheit angesehen. Für die verschiedenen Bereiche werden Unsicherheiten, die im Rahmen einer Bewertung entstehen können, klassifiziert. Des Weiteren wird ausführlich auf die Stellung der Unsicherheitsanalysen innerhalb des jeweiligen Entscheidungs- und Bewertungsprozesses eingegangen. Insbesondere in den Empfehlungen der WHO wird intensiv die Frage nach den Herausforderungen und Ansätzen bei der Kommunikation von Unsicherheiten diskutiert. Die EFSA (2006) kommt zu dem Schluss, dass für die einzelnen regulatorischen Bereiche eine systematische Überprüfung des Bewertungsprozesses hinsichtlich möglicher Unsicherheiten aussteht.

Auch in der Darstellung von Projekten zur Risikobewertung gewinnen Unsicherheitsbetrachtungen zunehmend an Bedeutung. Sowohl im Bereich mikrobieller Risiken, als auch im Bereich chemisch-stofflicher Risiken hat die Zahl der Publikationen zum Thema Unsicherheiten oder unter verstärkter Berücksichtigung von Unsicherheiten zugenommen. Auch die angebotene Software (MCRA¹, CREMe Food Safety², @RISK³) zur probabilistischen Modellierung integriert verstärkt Methoden zur quantitativen Beschreibung der Unsicherheiten einer Modellierung (McNamara et al., 2007).

Damit ergeben sich als zukünftige Herausforderungen:

- die Beschreibung der Unsicherheiten in häufig verwendeten Datengrundlagen,
- die Überprüfung von Richtlinien zur Risikobewertung,
- die Auseinandersetzung mit der Rolle von Unsicherheitsbetrachtung in gestuften Verfahren und
- die Klärung, welche methodischen Ansätze für die Routinepraxis der regulatorischen Bewertung übernommen werden können.

¹ <https://mcra.rivm.nl/>

² <http://www.cremeglobal.com/de/produkte/>

³ <http://www.palisade.com/risk/>

2. PROBLEMSTELLUNG UND ZIELSETZUNG

Die Konzepte zur gesundheitlichen Risikobewertung unterscheiden sich je nach Art des betrachteten Agens bzw. des Kontaktszenarios voneinander. Dabei wird jedoch in allen Bereichen das Konzept der Gegenüberstellung von Gefahr und Exposition gleichermaßen verfolgt: Der Schutz des Verbrauchers soll durch einen ausreichenden Abstand zwischen diesen beiden Größen erreicht werden (Bansik et al., 2010). Damit müssen beide Größen in geeignetem Maß quantifiziert werden. Hierzu werden in der Regel begründete Annahmen, Expertenmeinungen und Schätzungen auf Basis erhobener Daten verwendet. Damit beinhalten die Quantifizierung von Gefahr und Exposition automatisch Unsicherheiten in unterschiedlichen und häufig unbekannten Größenordnungen. Um jedoch den Verbraucher vor gesundheitlichen Risiken hinreichend zu schützen, ist eine Einbeziehung der Unsicherheiten in die Interpretation des Sicherheitsabstandes zwischen Gefahr und Exposition sowie eine Berücksichtigung bei der Ableitung von entsprechenden Risikomanagementmaßnahmen nötig. Die vorliegende Arbeit zeigt, wodurch Unsicherheiten in der Expositionsschätzung hervorgerufen werden, in welcher Größenordnung sich die Unsicherheiten typischer Datengrundlagen bewegen und welchen Einfluss die Betrachtung der Unsicherheiten auf die Risikocharakterisierung haben kann.

Die Quantifizierung der Größe „Gefahr“ erfolgt durch toxikologische Tests des Agens im Tierversuch, Tierersatzversuch oder über eine Humanstudie. Hier liegen Unsicherheiten in der Schätzung vor, die sich durch interindividuelle Empfindlichkeiten des Menschen, die Extrapolation in nicht prüfbare Dosisbereiche, durch Beschränkungen des zeitlichen Rahmens der Versuche und im Falle des Tierversuches durch eine Übertragung von einer Tierspezies auf den Menschen ergeben (Dourson et al., 1996; Vermeire et al., 2001; CoT, 2007). Die Konzepte zur Behandlung dieser Unsicherheiten sollen jedoch nicht Thema dieser Arbeit sein und deshalb nur im Zusammenhang mit der Auswirkung der Unsicherheiten der Exposition auf die Risikocharakterisierung thematisiert werden.

Der Schwerpunkt dieser Arbeit liegt bei der Unsicherheitsbetrachtung für Expositionsschätzungen. Während die toxikologische Prüfung im Wesentlichen von den

Eigenschaften der Chemikalie bzw. des Mikroorganismus abhängt, wirken hier vergleichsweise wesentlich mehr Faktoren zusammen. Neben den Eigenschaften des Agens spielen Charakteristika des Verbrauchers und seines Verhaltens eine maßgebliche Rolle. Dazu zählen zum einen subjektsspezifische Faktoren wie Körpergewicht, Alter und Geschlecht, sowie Verbraucherverhalten, charakterisiert durch Aufenthaltszeiten, Aktivitätsmuster und Ernährungsweisen (Behörde für Arbeit, Gesundes und Soziales, 2000; Mekel et al., 2007). Zum anderen bedarf es auch der Beschreibung objektbezogener Größen, wie Raumgrößen oder Eigenschaften des Lebensmittels. Diese Einflussgrößen fließen als Parameter in Modelle zur Beschreibung der Exposition des Verbrauchers ein. Unsicherheiten in der Beschreibung der Parameter haben somit direkte Auswirkungen auf die Unsicherheit der Expositionsschätzung. Weitere Unsicherheiten entstehen beispielsweise bedingt durch unzureichende Modelle oder Szenarien.

Während einige Ansätze vereinfachend Unsicherheiten und Variabilität gleichsetzen, ist für alle neueren Ansätze, insbesondere für die probabilistische Betrachtungsweise, eine Differenzierung dieser beiden Größen eine zentrale Voraussetzung. Deshalb wird in der vorliegenden Arbeit ausführlich auf die Abgrenzung und das Zusammenwirken von Unsicherheit und Variabilität eingegangen. Insbesondere in der Beschreibung der Parameter wird auf die Trennung dieser beiden Dimensionen hingewiesen.

Eine bedeutende Quelle für Unsicherheiten entsteht durch die unzureichende Genauigkeit bei der Schätzung von Modellparametern. Für viele typischerweise in der Risikobewertung verwendeten Parameter stehen umfangreiche Datensammlungen für die Schätzung der Exposition zur Verfügung. Die Unsicherheit bei der Schätzung der Parameter steht dabei in direktem Zusammenhang mit der Qualität der Datengrundlagen. Für wichtige Datengrundlagen in Deutschland werden deshalb einige Unsicherheiten beschrieben und quantifiziert.

Zur Schätzung der Aufnahme des Agens über die Ernährung stehen Verzehrsstudien, Nährwerttabellen und Untersuchungen zum Vorkommen des Agens in Lebensmitteln zur Verfügung. Der Bundeslebensmittelschlüssel (BLS) ist die offizielle Nährstoffdatenbank in Deutschland und damit eine zentrale Datengrundlage für die Schätzung der Aufnahme von Vitaminen, Mineralien und anderen ernährungs-

physiologisch bedeutsamen Bestandteilen in Lebensmitteln (Klemm et al., 1999; Hartmann et al., 2005). Für die Exposition aufgrund des Vorkommens von Schadstoffen in Lebensmitteln, die auf dem deutschen Markt befindlich sind, steht mit dem Lebensmittel-Monitoring (Schroeter et al., 1999; BVL, 2004) eine umfangreiche Datensammlung in Deutschland zur Verfügung. Sowohl der BLS als auch das Lebensmittel-Monitoring sollen deshalb als wichtige Datengrundlagen bezüglich der sich daraus ergebenden Unsicherheiten bei der Schätzung der Aufnahme beschrieben werden. Das Lebensmittel-Monitoring bildet dabei den Schwerpunkt für die quantitativen Unsicherheitsschätzungen.

Neben den Daten über das Vorkommen von Agenzien in Lebensmitteln bilden Verzehrstudien die zweite zentrale Datengrundlage zur Schätzung der Lebensmittel-Exposition. In der vorliegenden Arbeit werden anhand der Daten der Nationale Verzehrsstudie I (Schneider et al., 1992; Heseke et al., 1994; Adolf et al., 1995), des Ernährungssurveys (Mensink et al., 1998) und der VELS-Studie (Heseke et al., 2003; Banasiak et al., 2005) Unsicherheiten vorwiegend qualitativ und zum Teil quantitativ beschrieben. Darüber hinaus werden mögliche Quellen für Unsicherheiten weiterer methodischer Ansätze zur Erhebung von Verzehrdaten diskutiert, wie 24h-Recalls und die in der Nationale Verzehrsstudie II verwendete Kombination mehrerer Methoden (Brombach et al., 2006).

Bei allen vorgestellten Datengrundlagen wird bei der Darstellung der Unsicherheiten für die Parameter grundsätzlich zwischen deterministischer und probabilistischer Herangehensweise unterschieden. In einem Beispiel aus dem Bereich Lebensmittelexposition sollen konservative Vorgehensweisen und verteilungsbasierte Verfahren konkret gegenübergestellt werden, um die verschiedenen Ansätze zum Umgang mit den Unsicherheiten und deren Bedeutung bei der Ergebnisinterpretation zu verdeutlichen. Damit wird auf die Kritik an probabilistischen Verfahren eingegangen, die beispielsweise von Risikobewertern bei einer Umfrage von Jager et al. (2001) benannt wurde, dass durch die Angabe von Wahrscheinlichkeiten, eine höhere Genauigkeit vorgetäuscht wird, als tatsächlich möglich ist. Obwohl die Informations- und Datenbasis nicht erweitert wird, wird suggeriert, dass der wissenschaftliche Erkenntnisstand höher ist, als bei den deterministischen Verfahren (Jager et al., 2001). Das ist gleichzusetzen mit dem viel gebrauchten

umgangssprachlichen Vorwurf, des „Herunterrechnens von Risiken“, um Argumente gegen aufwendige Risikominimierungsmaßnahmen zu erhalten. Diese Vorbehalte werden in der vorliegenden Arbeit diskutiert und in den Zusammenhang mit Unsicherheitsbetrachtungen gestellt.

Das primäre Ziel der vorliegenden Arbeit wird in folgenden Hypothesen zusammengefasst:

- (1) Es wird von der Hypothese ausgegangen, dass die in Deutschland verfügbaren Verzehrsdaten und Daten über das Vorkommen von Stoffen in Lebensmitteln eine ausreichende Sicherheit in Bezug auf die Verwendung in deterministischen und probabilistischen Expositionsschätzungen aufweisen. Diese Hypothese kann unterteilt werden in:
 - (1a) Daten des Lebensmittel-Monitorings können mit geringen Unsicherheiten in der Expositionsschätzung eingesetzt werden.
 - (1b) Daten des BLS können mit geringen Unsicherheiten in der Expositionsschätzung eingesetzt werden.
 - (1c) Daten des Ernährungssurvey können mit geringen Unsicherheiten in der Expositionsschätzung eingesetzt werden.
 - (1d) Daten der VELS-Studie können mit geringen Unsicherheiten in der Expositionsschätzung eingesetzt werden.
 - (1e) Daten der Nationalen Verzehrsstudie II können mit geringen Unsicherheiten in der Expositionsschätzung eingesetzt werden.

Ziel dieser Arbeit ist es zudem, quantitative Unsicherheitsanalysen dadurch zu erleichtern, dass ein einfaches Tool zur Berechnung von Konfidenzintervallen für mehrere Parameter einer Verteilung in einer Excelumgebung (unter Nutzung von @RISK) zur Verfügung gestellt wird. Dieses Tools wird auf ausgewählte Substanzen des Lebensmittel-Monitoring angewendet und die resultierenden Konfidenzintervalle tabelliert.

- (2) Für den Fall, dass keine Einzelwerte vorliegen oder keine Annahme über eine Verteilungsfunktion getroffen werden kann, können auf Basis publizierter Konfidenzintervalle Standardwerte abgeleitet und in Unsicherheitsanalysen angewendet werden.

- (3) Die Lognormalverteilung kann als Standardverteilung für Gehalte von Stoffen in Lebensmitteln angesehen werden.
- (4) Die vereinfachende Interpretation von mehreren Verzehrstagen einer Person als unabhängige Verzehrstage mehrerer Personen liefert sichere Schätzungen für die Bewertung akuter Risiken.

Neben den Hypothesen wird am Beispiel der Kupferaufnahme über Obstverzehr eine Unsicherheitsanalyse exemplarisch durchgeführt. Neben einer qualitativen Diskussion der Unsicherheiten, werden die zuvor abgeleiteten Konfidenzintervalle exemplarisch angewendet und auf die Unterschiede zwischen Verwendung der Gehaltsdaten aus BLS und Lebensmittel-Monitoring eingegangen.

Neben den Unsicherheiten, die auf die Datengrundlagen zur Schätzung der Parameter zurückzuführen sind, entstehen im Verlauf einer Expositionsschätzung weitere Unsicherheiten. Unsicherheiten können beispielsweise in der Formulierung und Komplexität des Modells begründet sein. Deshalb wird insbesondere der Zusammenhang zwischen der Komplexität eines Modells und der Höhe der Unsicherheiten für den Modell-Output diskutiert. Hierzu wird im Beispiel der BLS genutzt, um den Einfluss unterschiedlicher Aggregationsebenen der Lebensmittelgruppierung zu diskutieren.

3. UNSICHERHEITEN IN DER EXPOSITIONSSCHÄTZUNG - HINTERGRUND

3.1 Gestufte Verfahren

In Expositionsschätzungen, die im Rahmen regulatorischer Risikobewertungen durchgeführt werden, kommen im Allgemeinen gestufte Verfahren zur Anwendung (Firestone et al., 1997; Heinemeyer, 2008; WHO, 2008a; Özkaynak et al., 2008). Während in den ersten Schritten der gestuften Verfahren, einfache Methoden der Expositionsschätzung verwendet werden, werden angewendete Modelle und einbezogene Daten in den Folgeschritten zunehmend komplexer. Anwendungen gestufter Verfahren im Bereich der Lebensmittelsicherheit sind beispielsweise für die Schätzung der akuten Exposition bei den Pestiziden (Boon et al., 2003) und der chronischen Exposition bei den Zusatzstoffen (EC, 2001; USEPA, 2004) beschrieben. Die Grundidee bei der Etablierung solcher Verfahren ist, dass auch mit relativ einfachen Berechnungen bereits ein Risiko des Verbrauchers ausgeschlossen werden kann, ohne die genaue Höhe der Exposition zu kennen. Damit muss nur in Fällen, wo einfache Berechnungen eine Exposition ergeben, für die ein Risiko nicht ausgeschlossen werden kann, der jeweils nächste Schritt im Rahmen des gestuften Verfahrens durchgeführt werden. Unsicherheiten und Variabilität sind auf allen Ebenen gestufter Verfahren zu beschreiben und Unsicherheits- bzw. Sensitivitätsanalysen sind insbesondere auch in deterministischen und probabilistischen Modellierungen zu berücksichtigen (USEPA, 2001). Die jeweiligen Schritte solcher gestuften Verfahren erfordern unterschiedliche Herangehensweise für die Berücksichtigung von Unsicherheiten.

In den vereinfachenden ersten Schritten wird durch eine bewusst in Kauf genommene Überschätzung der Exposition dem Vorsorgeprinzip Rechnung getragen. Damit ist für die Unsicherheitsanalyse lediglich schlüssig zu erklären, dass die gewählten Parameter und Modelle zu einer konservativen Schätzung der Exposition führen.

In den verfeinerten Schritten kann nicht automatisch davon ausgegangen werden, dass die Schätzungen den Verbraucher hinreichend schützen. Hier muss für die Unsicherheiten der verwendeten Daten und Modelle beschrieben werden, warum

die darauf basierenden Schätzungen einen ausreichenden Schutz für den Verbraucher darstellen. Soweit möglich müssen die Unsicherheiten quantifiziert und in den Modellierungen berücksichtigt werden.

3.1.1 Deterministik

Als deterministische Schätzung oder auch Punktschätzung werden Berechnungen bezeichnet, die ein gesundheitliches Risiko bzw. eine Exposition als einfachen Punktschätzer beschreiben (IPCS, 2001; US EPA, 2001). In der Praxis werden dafür üblicherweise Mittelwert oder Median zur Beschreibung einer mittleren Exposition oder obere Perzentile für die Beschreibung einer hohen Aufnahme verwendet. Nach Frey et al. (1995) kommen deterministische Verfahren üblicherweise zum Einsatz:

- als Screening in einem der ersten Schritte eines gestuften Verfahrens,
- wenn Zeit- oder Kosten limitierende Faktoren darstellen oder
- wenn Unsicherheiten und Varianz keinen nennenswerten Einfluss auf das Ergebnis haben.

Deterministische Expositionsschätzungen können zudem unterschieden werden in Verfahren, die sehr konservative Annahmen treffen, die plausibel begründet werden und Verfahren, die aus einer vorliegenden Datenquelle nur einzelne statistische Parameter für die weiteren Berechnungen herausgreifen. Während im ersten Fall üblicherweise keine Aussagen zur Variabilität getroffen werden, kann bei Vorliegen einer Datenquelle eine deterministische Schätzung auch für verschiedene Teilpopulationen erfolgen, um Unterschiede in der Aufnahme darzustellen. Die Unsicherheiten werden üblicherweise nur qualitativ beschrieben, auch wenn beispielsweise bei Vorliegen von Konfidenzintervallen für den Mittelwertschätzer diese als Unsicherheit in der deterministischen Herangehensweise berücksichtigt werden könnten.

3.1.2 Probabilistik

Im Gegensatz zum deterministischen Ansatz ist es das Ziel der probabilistischen Herangehensweise das gesamte mögliche Wertespektrum der Exposition und deren Wahrscheinlichkeit des Auftretens darzustellen (IPCS, 2001; US EPA, 2001). Dazu werden in der klassischen Statistik die empirischen Verteilungen oder an die empirischen Daten angepasste Verteilungen der Eingangsparameter mittels

Monte-Carlo-Simulationen verknüpft (Firestone et al., 1997; Petersen, 2000). Alternativ können auch Bayes-Verfahren auf Grundlage bedingter Verteilungen oder selten auch Verfahren auf Basis der Fuzzy-Logik genutzt werden. Probabilistische Verfahren kommen nach Frey et al. (1995) üblicherweise dann zur Anwendung,

- wenn in einer vorhergehenden deterministischen Berechnung ein Risiko nicht ausgeschlossen werden konnte,
- um den Wert zusätzlicher Datenerhebungen zu bestimmen und eine Rangfolge für weitere Forschungen an Expositionen, Pfaden oder Kontaminanten abzuleiten,
- um Quellen der Variabilität zu beschreiben oder
- um die Auswirkungen möglicher Risikomanagementmaßnahmen zu bewerten oder wenn deren Kosten hoch sind.

Probabilistische Expositionsschätzungen können sowohl zur getrennten als auch parallelen Darstellung von Variabilität und Unsicherheiten genutzt werden. Burmaster et al. (1994) geben Prinzipien an, die in einer probabilistischen Expositionsschätzung beachtet werden sollten. Dazu gehört unter anderem, zu diskutieren, inwieweit die Eingangsverteilungen Variabilität und Unsicherheiten berücksichtigen.

In ihren Prinzipien machen die Autoren zudem deutlich, dass deterministische und probabilistische Verfahren nicht alternativ, sondern ergänzend zu handhaben sind und einfache deterministische Berechnungen auch als Ausgangspunkt und Kontrolle von probabilistischen Verfahren dienen sollten. So haben Jensen et al. (2008) gezeigt, dass bei einem Vergleich von deterministischen und probabilistischen Ansätzen zur Berechnung der Aufnahme von Dithiocarbamat-Rückständen nahezu dieselben Mittelwerte resultieren. Dasselbe konnte für die Aufnahme von Phthalaten aus Lebensmittelkonserven mit Twist-Off-Deckeln (Lindtner, 2006a), die Aufnahme von Phthalaten aus Lebensmitteln allgemein (Heinemeyer et al. 2013) und die Aufnahme von Phytosterolen für Anreicherungsszenarien von Margarinen (siehe Abbildung 1) gezeigt werden.

Diese mehrfach illustrierte und theoretisch zu erwartende Tatsache unterstreicht, dass von einer probabilistischen Expositionsschätzung in erster Linie nicht die Lösung von Problemen erwartet werden kann, die mittels deterministischer

Methoden nicht lösbar sind. Vielmehr ermöglichen probabilistische Methoden die genaue Analyse des Problems, um Ansätze für Risikomanager zu erarbeiten (Cooke und MacDonell, 2008).

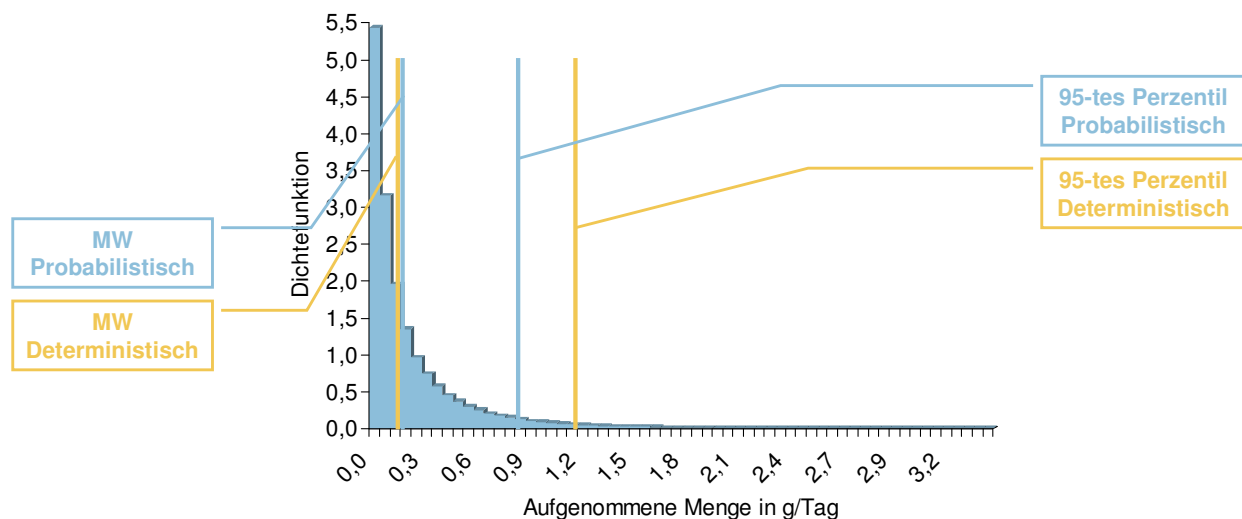


Abbildung 1: Vergleich der Ergebnisse aus einer deterministischen und probabilistischen Aufnahmeschätzung bei Anreicherung von Margarinen mit Phytosterolen (modifiziert nach Lindtner, 2005)

So hat O'Ryan (2008) gezeigt, dass bei einer Modellierung von Arsenemissionen bei der Metallverhüttung in Chile, mittels probabilistische Modellierung mehr Informationen für Risikomanager zur Verfügung gestellt werden konnten, als auf dem deterministischen Ansatz basierenden Ergebnisse.

Die Vorteile der probabilistischen Modellierung lassen sich im Wesentlichen in zwei Punkten zusammenfassen. Zum einen ermöglicht sie die Darstellung aller möglichen Expositionswerte und liefert damit ein vollständiges Bild der Verteilung. Zum anderen ermöglicht der probabilistische Ansatz eine umfangreiche Analyse der Sensitivität des Ergebnisses gegenüber Modellauswahl, Annahmen und Unsicherheiten der Parameter (USEPA, 2001; Kroes et al., 2002).

Unerwähnt bleibt hier der teilweise geäußerte Anspruch, zu realistischeren Schätzungen zu kommen, als im deterministischen Modell. Klar ist, dass deterministische Schätzungen, die mehrere konservative Annahmen kombinieren, zu starken Überschätzungen des tatsächlichen beispielsweise 95ten Perzentils führen. Bei der bereits oben erwähnten Modellierungen für Dithiocarbamate und

Phthalate ergab sich, dass die Punktschätzungen in Höhe oder deutlich über den jeweiligen oberen Perzentilen in der probabilistischen Modellierung liegt (Boon et al., 2004; Jensen et al., 2008; Lindtner, 2006a; Lopez et al., 2003). Dem steht die Befürchtung gegenüber, dass probabilistische Methoden nicht konservativ genug wären, um den Verbraucher ausreichend zu schützen.

Es konnte, wie oben bereits beschrieben, gezeigt werden, dass die mittleren Schätzungen einer probabilistischen Schätzung dem der deterministischen entsprechen. Schon das spricht dafür, dass hier keine systematische Unterschätzung vorliegt, wenngleich die oberen Perzentile einer probabilistischen Schätzung generell eher niedriger liegen als die deterministischen Ergebnisse für eine hohe Aufnahme. Generell können zur Validierung Duplikatstudien eingesetzt werden, wie dies von Boon et. al (2003) und Lopez et al. (2003) im Vergleich zu einer deterministischen und einer probabilistischen Modellierung für jeweils 6 Pestizide durchgeführt wurde. Im Ergebnis waren die oberen Perzentile der probabilistischen Modellierung bis auf einige Ausnahmen oberhalb der Werte aus der Duplikatstudie und in allen Fällen unterhalb der Ergebnisse der deterministischen Modellierung. Die Ursachen für die Unterschätzung im Einzelfall können anhand der Publikation nicht aufgeklärt werden, so dass weitere Studien notwendig erscheinen, um die probabilistische Methode gegen Duplikatstudien zu validieren.

Interessanterweise unterstreichen die Ergebnisse von Boon et al. (2003) auch die Notwendigkeit einer Unsicherheitsbetrachtung im Rahmen der probabilistischen Analyse. Erst für die Schätzungen des 99.9-ten und 99.99-ten Perzentils ergibt sich, dass für alle 6 untersuchten Pestizide der probabilistisch ermittelte Wert oberhalb der Duplikatstudie liegt, wenngleich sich in einigen Fällen auch dann noch die Konfidenzbereiche überlappen. Das Überlappen der Konfidenzintervalle weist darauf hin, dass bei Wahl eines anderen Startwertes bei der Simulation der probabilistisch ermittelte Wert auch unterhalb des Wertes aus der Duplikatstudie liegen könnte. Somit würden sich ohne Berücksichtigung der Unsicherheiten in Form von Konfidenzintervallen auch falsche Schlussfolgerungen ergeben. Außerdem ist für die beiden höchsten untersuchten Perzentile die verbundene Unsicherheit in der Schätzung offensichtlich so groß, dass nahezu für alle Schätzungen auch die deterministische Berechnung im ermittelten

Konfidenzbereich liegt. Damit bleibt fraglich, ob eine probabilistische Schätzung bei ungenügenden Daten (im vorliegenden Fall zu wenig Datensätze für die höchsten Perzentile) tatsächlich zu einem realistischeren Wert kommt als bei einer deterministischen Herangehensweise. Vielmehr scheint in diesen Fällen bei Berücksichtigung der Unsicherheiten die probabilistische Herangehensweise zu analogen Aussagen zu kommen. Deshalb sollte in Fällen, bei denen sowohl die möglichen Risiken, als auch die Unsicherheiten hoch sind, unbedingt das Vorsorgeprinzip zur Anwendung kommen (Madelin, 2004). Der Vorteil der probabilistischen Modelle liegt demnach in erster Linie in der Möglichkeit der Aufklärung von Variabilität, Unsicherheit, Sensitivität und daraus abzuleitendem Forschungs- und Handlungsbedarf, wie es auch Hart et al. (2003) in einer Gegenüberstellung von Beispielen probabilistischer Expositionsschätzungen herausarbeiten. Da alle Expositionsschätzungen unter dem Problem fehlender oder unzureichender Informationen leiden, werden immer Unsicherheiten verbleiben und es ist wesentlich, auf allen Ebenen des gestuften Verfahrens (auch im probabilistischen Modell) durch die Anwendung des Vorsorgeprinzips Unsicherheiten zu quantifizieren oder nach oben abzuschätzen und nicht zu einer Unterschätzung der Exposition zu gelangen (Gibney et al., 2003).

Ein möglicher Nachteil probabilistischer Schätzungen ist, dass durch die hohe Komplexität die Gefahr einer unklaren Darstellung beim Verständnis durch Risikomanager besteht (USEPA, 2001). Zudem erfordern probabilistische Modellierungen ein hohes Maß an Kenntnissen der Statistik und Expositionsschätzung (EFSA, 2006b).

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass probabilistische Verfahren eine Chance bieten, in der Expositionsbewertung zu realistischeren Aufnahmeschätzungen zu gelangen, dass sie Anhaltspunkte für das Risikomanagement geben und den Erfolg von Interventionsmaßnahmen in komplexen Modellierungen abschätzen können. Darüber hinaus liefern sie mehr Information für die Risikokommunikation als deterministische Schätzungen, indem sie den Blick auf das Gesamtbild der Risiken in der Bevölkerung und nicht nur auf ausgewählte Fälle richten. Da die Datengrundlage in Deutschland jedoch in vielen Bereichen noch unzureichend und Probabilistik kein Verfahren ist, mit dem aus unvollständigen Daten gute

Schätzungen generiert werden können, ergibt sich hier eine besondere Herausforderung, diese nur im Zusammenhang mit Unsicherheitsbetrachtungen zu interpretieren (Lindtner, 2006a).

3.1.3 Variabilität und Unsicherheit

Obwohl bereits in den 90-er Jahren vereinzelt Expositionsmodellierungen mit Trennung von Unsicherheit und Variabilität publiziert wurden (Cohen et al., 1996) und obwohl beispielsweise Paustenbach (2000), Petersen (2000) oder auch die USEPA (2001) die Trennung beider Größen als wesentliches Prinzip einer Expositionsschätzung herausstellen, stellte die Europäische Kommission 2003 (EC, 2003) fest, dass diese in quantitativen Risikobewertungen noch keine breite Anwendung gefunden haben. Dabei betont die Europäische Kommission, welche Bedeutung das Aufzeigen von Unsicherheiten und welchen Effekt eine mögliche Reduktion der Unsicherheiten auf das Gesamtergebnis haben würde für die Entscheidungsträger.

Zwischenzeitlich wurde das allgemeine Vorgehen und der zusätzliche Informationsgewinn an mehreren Beispielen demonstriert. Im Bereich der mikrobiellen Risiken wurden Modellierungen mit Trennung von Variabilität und Unsicherheit z.B. für *Campylobacter jejuni* (WHO/ FAO, 2002) und Salmonellen in Eiern bzw. Hähnchenfleisch (Vicari et al., 2007) durchgeführt. Im Bereich der Kontaminanten wird in einer Studie von Bokkers et al. (2009) für Mycotoxine, Cadmium, und Acrylamid gezeigt, dass die Möglichkeit Unsicherheiten in der Modellierung getrennt darzustellen, ein wesentlicher Vorteil der probabilistischen gegenüber der deterministischen Herangehensweise ist.

Zur Definition von Variabilität und Unsicherheit kann auf die Definitionen von WHO/ IPCS (2001)⁴ zurückgegriffen werden:

„**Uncertainty** represents a lack of knowledge about factors affecting exposure or risk and can lead to inaccurate or biased estimates of exposure. The types of uncertainty include: scenario uncertainty, parameter uncertainty, and model uncertainty.“

⁴ Based on USEPA “Superfund Risk Assessment Glossary.” U.S. Environmental Protection Agency, Office of Emergency Response and Remediation, Washington, DC. (Online: Last update 22.10.2010) <http://www.epa.gov/oswer/riskassessment/glossary.htm> (Download am 30.08.2010)

„**Variability** arises from true heterogeneity across people, places or time, and can affect the precision of exposure estimates and the degree to which they can be generalized. The types of variability include: spatial variability, temporal variability, and inter-individual variability.“

Während die Variabilität demzufolge nur genauer geschätzt und besser beschrieben werden kann, können Unsicherheiten reduziert werden (Hattis et al., 1994; USEPA, 2004), was einen besonderen Bedarf seitens des Risikomanagement und zur Feststellung weiteren Forschungsbedarfes verdeutlicht, beide Größen zu trennen und insbesondere die Höhe der Unsicherheit und die Sensitivität des Endergebnisses gegenüber diesen Unsicherheiten genau zu beschreiben. Analog zu den probabilistischen Ansätzen wird klar, dass die Beschreibung von Unsicherheiten unabhängig von der Variabilität nichts zur Verbesserung der Ergebnisse an sich beiträgt, aber die nötigen Schritte für eine verbesserte Schätzung klar aufzeigt (Cooke und MacDonell, 2008). Gleichzeitig wird durch die explizite Beschreibung von Unsicherheiten die Transparenz und die Glaubwürdigkeit der Schätzungen für alle Stakeholder erhöht (WHO, 2008a). Eine Unsicherheitsanalyse sollte an die Problemstellung in dem Sinne angepasst werden, dass sich typische von Risikomanagern und Stakeholdern zu erwartende Fragen beantworten lassen. Typische Beispiele hierfür sind im Guidance Dokument der WHO (2008⁵) gegeben.

3.2 Typen und Quellen für Unsicherheiten

Für die Beschreibung von Unsicherheiten ist eine systematische Trennung hinsichtlich verschiedener Typen von Unsicherheit hilfreich. Dabei werden beispielsweise Parameterunsicherheit, Modellunsicherheit und Szenariounsicherheit unterschieden (Firestone et al., 1997; WHO, 2008a). Die EFSA (2006b) unterscheidet dagegen fünf Quellen. Neben den drei bereits benannten können sich entsprechend der EFSA aus der Klarheit der Fragestellung und der Leistungsfähigkeit der Schätzung zusätzliche Unsicherheiten ergeben.

⁵ Siehe S. 6 in http://www.who.int/ipcs/publications/methods/harmonization/exposure_assessment.pdf

Als Quellen für Unsicherheiten unterscheidet die EFSA (2006b) Uneindeutigkeit aufgrund ungenauer Beschreibungen, Messunsicherheit, Stichprobenunsicherheit aufgrund geringer Stichprobengröße, Unsicherheiten aufgrund Verwendung eines Standardwertes, Unsicherheiten durch Extrapolation oder Unsicherheiten über die tatsächliche Modellstruktur sowie Korrelationen zwischen Parametern, Abweichungen von Expertenmeinungen und Unsicherheiten aufgrund nicht berücksichtigter Einflussfaktoren.

Parameterunsicherheiten können beispielsweise auf Messfehler zurückzuführen sein. Auch die Rundung von Parametern kann einen relevanten Effekt auf Unsicherheiten haben. Sander et al. (2006) zeigten am Beispiel einer Aufnahmeberechnung für Cadmium, dass sich allein aufgrund der Rundungen im deterministischen Modell eine Aufnahme ergibt, die zwischen einer 31%-igen bis 1.000%-igen TDI-Ausschöpfung liegt und die Unsicherheit durch Rundungsfehler größer sein kann, als der Unterschied zwischen dem 95-ten und 5-ten Perzentil. Aber auch Abweichungen vom idealen Stichprobendesign beinhalten. Im Fall probabilistischer Modellierungen kann auch Unsicherheit über die Verteilungsform Ursache von Parameterunsicherheit sein.

Auch wenn die Verwendung eines Szenarios meist mit der Intention einhergeht, Unsicherheiten in der Modellierung von vornherein einzuschränken, in dem man die Aussage nur auf eine klar definierte Umgebung/ Situation beschränkt (Walker et al., 2003), so können sich aus Fehlern in der Beschreibung des Szenarios oder durch nicht adäquate Aggregation (z.B. von Lebensmitteln oder Altersgruppen) Unsicherheiten ergeben, die als Szenariounsicherheiten bezeichnet werden.

Ein Beispiel für Modellunsicherheit geben Counil et al. (2005), die den Einfluss der Änderung der Konzentration aufgenommener Lebensmittel untersucht haben. Dabei haben die Autoren gezeigt, dass bei Annahme von über eine Woche per Individuum konstanten Gehalten breitere Verteilungen entstehen, als bei Annahme der Unabhängigkeit einzelner Tage oder Mahlzeiten und getrennter Modellierung der Mahlzeiten. Ebenso konnte im Rahmen dieser Modellierung gezeigt werden, dass sich breitere Expositionsverteilungen für Modellierungen unter Verwendung parametrischer Verteilungen als bei nichtparametrischen Verteilungen ergab. Ebenso lässt sich das Fehlen von Informationen über das Verzehrverhalten und

die Nutzung vereinfachender Annahmen (z.B. zur Markentreue) oft als wesentliche Quelle von Modellunsicherheiten identifizieren (EC, 2003).

3.3 Charakterisierung von Unsicherheiten

In diesem Kapitel wird ein Überblick über die gängigen Verfahren zur Charakterisierung von Unsicherheiten aus der Literatur und den Leitlinien der EFSA und WHO gegeben.

Unsicherheiten können in verschiedener Art und Weise und unter unterschiedlichen Fragestellungen betrachtet werden. Demnach unterscheiden sich auch die hierfür zu verwendenden Verfahren. Prinzipiell kann dabei in qualitative und quantitative Verfahren differenziert werden (Bokkers et al., 2009). Während die qualitativen Verfahren vorwiegend einen Eindruck über die Aussagefähigkeit der Risikobewertung liefern, können quantitative Verfahren direkt während der Modellierung oder im Anschluss an die Modellierung eine Aussage über die Höhe der möglichen Abweichung der berechneten Größen aufgrund der Unsicherheiten geben. Voet et al. (2007) machen am Beispiel von Konzentrationsdaten, die auf Basis einer nicht zufälligen Stichprobenauswahl abgeleitet wurden deutlich, dass die Höhe der Unsicherheit oft nicht quantifizierbar ist selbst wenn es einen erheblichen Einfluss auf das Ergebnis haben kann und somit in einer Unsicherheitsanalyse zumindest qualitativ beschrieben werden muss.

Quantitative Verfahren können in Anlehnung an das Vorgehen im Bericht „Quantitative methodology relevant for human exposure assessment“ für durch Lebensmittel übertragene Krankheitserreger (EC, 2003) unterschieden werden in Verfahren, die eine prospektive Berücksichtigung der Unsicherheiten im Verlauf der Modellierung ermöglichen, und in solche Verfahren, die nach Abschluss der Modellierung zur Bewertung der Unsicherheiten eingesetzt werden. Letztere werden gewöhnlich als Sensitivitätsanalysen bezeichnet und werden vorwiegend eingesetzt, um im Anschluss an eine Modellierung sensitive Elemente der Analyse zu bestimmen: Damit kann eine Rangfolge aufgestellt werden, die die Höhe der Veränderung der Zielgröße und Änderungen an Schlussfolgerungen in der Bewertung in Abhängigkeit von Variabilität und Unsicherheit der Eingangsgrößen abbildet (Firestone et al., 1997, USEPA, 2001). Damit ermöglichen sie eine Priorisierung beispielsweise für weitere Datenerhebungen und Modellverbesserungen. Im Fol-

genden sollen mit „quantitativen Verfahren zur Unsicherheitsbeschreibung“ solche Vorgehensweisen bezeichnet werden, die eine genaue Angabe über die Höhe der Unsicherheiten einzelner Elemente (vorwiegend Parameter) ermöglichen und eine Einbeziehung der Unsicherheiten in die Modellierung erlauben. Damit soll begrifflich eine Unterscheidung zu den Verfahren der Sensitivitätsanalyse getroffen werden. Verfahren der Sensitivitätsanalyse sind weitestgehend in der Literatur beschrieben und in viele Standardsoftware-Pakete eingebunden. Diese werden deshalb in dieser Arbeit nicht in den Mittelpunkt gestellt, aber dennoch wird ein kurzer Überblick gegeben. Ausführlich soll auf die Verfahren zur qualitativen und quantitativen Charakterisierung der Unsicherheiten eingegangen werden, da diese die entsprechende Grundlage bilden, um Unsicherheiten konkreter Datenquellen zu beschreiben, dem Hauptanliegen dieser Arbeit. Zudem haben die Verfahren zur quantitativen Beschreibung von Unsicherheiten im Gegensatz zu den Sensitivitätsanalysen den Vorteil, dass sie progressiv während der Risikobewertung verwendet und somit unmittelbar im Ergebnis widerspiegelt werden.

Unsicherheitsanalysen stehen nicht ausschließlich am Ende einer Risikobewertung (Walker et al., 2003). Zwar sind sie eine Voraussetzung, um durch eine transparente Darstellung eine Entscheidungsgrundlage für Risikomanager und Ansätze für eine Kommunikation von Risiken zu geben. Insofern steht eine Unsicherheitsanalyse zwangsläufig am Ende einer Risikobewertung. Aber der Aspekt, dass Unsicherheitsanalysen auch wichtige Anhaltspunkte liefern, welche Datenlücken prioritär zu schließen sind, machen sie in einem gestuften Verfahren zu einem wertvollen Instrument. So können beispielsweise nach einem Screening-Verfahren, in dem vorwiegend konservative Annahmen zugrunde gelegt werden, Unsicherheitsanalysen genutzt werden, um Prioritäten für eine verfeinerte Schätzung zu erarbeiten (EFSA, 2006b). Die Unsicherheitsanalysen an sich können dabei auch wiederum von einer qualitativen bis hin zu komplexen quantitativen Verfahren und Sensitivitätsanalysen gestuft werden.

3.4 Qualitative Charakterisierung

Aufgrund der Abfolge in gestuften Verfahren wird oft der Eindruck vermittelt, dass quantitative Verfahren zur Unsicherheitsanalyse besser sind, als qualitative Beschreibungen der Unsicherheiten. Auch wenn quantitative Unsicherheiten einen

wichtigen Bestandteil jeder Unsicherheitsanalyse bilden sollten, können dabei nur Unsicherheiten einbezogen werden, die auch quantifizierbar sind (Sluijs et. al., 2005). Da sich jedoch nicht alle Unsicherheiten in Verteilungsformen abbilden lassen (Colyvan, 2008), können quantitative Verfahren die qualitative Unsicherheitsbeschreibung nicht ersetzen, sondern allenfalls in einigen Punkten präzisieren. Zudem setzt eine systematische quantitative Unsicherheitsanalyse voraus, dass zuvor alle Unsicherheiten benannt und in ihrem grundsätzlichen Charakter beschrieben werden. Ein Ziel der qualitativen Unsicherheitsanalyse ist es, wichtige Quellen für Unsicherheiten auch zu identifizieren, wenn keine ausreichenden Daten für eine quantitative Bewertung der Unsicherheiten vorliegen und darüber ein hohes Maß an Transparenz für Risikomanagement und –kommunikation zu schaffen (WHO, 2008a). Aber auch Expositionsschätzungen für die viele Informationen und Daten vorliegen, können mit großen Unsicherheiten behaftet sein (Walker et al., 2003). Zwar kann dann in aller Regel eine quantitative Unsicherheitsanalyse für einzelne Unsicherheiten durchgeführt werden, jedoch sind diese zur Charakterisierung eines Problems nicht ausreichend, da sie trotz guter Datenlage häufig durch nicht quantifizierbare Unsicherheiten dominiert werden (Sluijs et. al., 2005).

Im Folgenden werden verschiedene Konzepte dargestellt, wie Unsicherheiten qualitativ beschrieben werden können. Dabei verfolgen alle dargelegten Konzepte gleichermaßen zwei Grundziele. Zunächst werden Anhaltspunkte geliefert, welche Teile eines Expositionsmodells Quellen für Unsicherheiten bergen können. Damit wird versucht, dem Anwender Hinweise zu geben, wie er vermeiden kann, wesentliche Quellen für Unsicherheiten zu übersehen. Als zweiter Bestandteil aller Konzepte werden aufbauend auf der Zusammenstellung aller Unsicherheitsquellen verschiedene Ansätze zur Bewertung des Grades der Unsicherheiten vorgeschlagen. Einige Konzepte sehen eine Visualisierung der Unsicherheiten vor und das EFSA-Konzept ergänzt die Bewertung der einzelnen Unsicherheiten durch eine Bewertung des Zusammenwirkens der Unsicherheiten.

Im Jahr 2003 wurde von Walker et al. eine Unsicherheitsmatrix zur qualitativen Beurteilung von Unsicherheiten entwickelt, die von einer Dreidimensionalität der Unsicherheit ausgeht. Ziel einer solchen Unsicherheitsmatrix ist es, ein Tool zur Verfügung zu stellen, dass einen systematischen und graphischen Überblick über

die Unsicherheiten ermöglicht. Dabei kann sich die Unsicherheitsmatrix mit veränderten Kenntnisstand verändern und sinnvoller Weise an verschiedenen Punkten der Bewertung zum Einsatz kommen: in der Planungsphase, als Checkliste während der Bewertung oder im Sinne einer Qualitätskontrolle nach erfolgter Modellierung (Walker et al., 2003). Als die drei Dimensionen werden dabei der Ort des Auftretens der Unsicherheit im Modell, die Ursache oder der Charakter der Unsicherheit sowie der Grad der Unsicherheit definiert. Diese sind vor allem durch den NUSAP-Ansatz und die anderen nachfolgend beschriebenen Konzepte präzisiert und weiterentwickelt worden.

Das Akronym NUSAP steht dabei für die fünf Komponenten **N**umeral, **U**nit, **S**pread, **A**ssessment und **P**edigree (Sluijs et al., 2005; Funtowicz und Ravetz, 1990). Die zentrale Idee hierbei ist es, alle in das Modell eingehenden quantitativen Angaben qualitativ hinsichtlich von 5 Komponenten zu beschreiben bzw. zu bewerten. „Numeral“ ist die eigentlich zu bewertende quantitative Größe als Zahl, die durch eine Einheit (Unit) ergänzt wird. Die Einheit sollte an Stellen, wo es sinnvoll erscheint, durch Zusätze ergänzt und präzisiert werden (z.B. Datum der Messung, analytische Messmethode). Als dritte Komponente (Spread) sind Aussagen über die Streuung oder Abweichung anzugeben, oft ausgedrückt als $\pm x$ in %. Diese können zum einen durch statistische, quantitative Methoden bestimmt werden, zum anderen aber auch auf Expertenschätzungen des möglichen Wertebereiches beruhen. Ergänzt werden diese durch eine Beschreibung des angesetzten Sicherheitsniveaus, welches ein Signifikanz-Niveau sein kann, aber auch in Form von qualitativen Aussagen wie mittlere Schätzung, konservativer, optimistischer oder pessimistischer Ansatz ausgedrückt werden kann. Das zentrale Element des NUSAP-Ansatzes stellt die fünfte Komponente (Pedigree) dar. Hier werden Herkunft, Ursprung der Werte und der Wissensstand bei der Gewinnung der Werte evaluiert. Dazu werden verschiedene Qualitätskriterien definiert, die an den Charakter der zu bewertenden Unsicherheit angepasst sind. Zur Bewertung wird eine ordinale Skala eingeführt, die mit verbalen Interpretationen hinterlegt wird, um Subjektivität in der Bewertung abzumildern. Kriterien und Skala können dabei problemadäquat angepasst werden (Beispiele siehe Sluijs et al., 2005). Die eigentliche Bewertung wird dann durch dazu eingeladene Experten durchgeführt, aus deren Expertenmeinung ein mittlerer Score ermittelt wird.

Sluijs et al. (2005) schlagen vor, die Ergebnisse der qualitativen Analyse als Diagramm darzustellen, indem der relative Beitrag zur Variabilität des Endergebnisses in Beziehung gesetzt wird zu den Qualitäts-Scores. So wird schnell ersichtlich, wo die größten Unsicherheiten bestehen (hoher Einfluss auf das Endergebnis, niedriges Qualitätsscore).

Während ein Vorteil dieses Ansatzes ist, dass die Beurteilung der Unsicherheiten nicht durch den Bewerter selber erfolgt, sondern durch mehrere nach Möglichkeit externe unabhängige Experten, besteht der Nachteil darin, dass er nur auf Unsicherheiten der quantitativ gefassten Modellelemente Bezug nimmt, während Unsicherheiten wie das gewählte Modell selbst oder das Szenario nicht in die Bewertung eingehen.

Ziel der EFSA bei der Entwicklung der Anleitung zum Umgang mit Unsicherheiten in der Expositionsschätzung ist es, den Risikomanager in die Lage zu versetzen, eine Entscheidung unter der Berücksichtigung von Unsicherheiten zu treffen (EFSA, 2006b). Das bedeutet insbesondere auch in einer qualitativen Bewertung der Unsicherheiten, Aussagen über Richtung und Größe jeder einzelnen Unsicherheit, sowie des Zusammenwirkens der Unsicherheiten zu treffen.

Um die Höhe und Richtung der Unsicherheiten qualitativ zu beschreiben, schlägt die EFSA vor, die Unsicherheiten tabellarisch aufzulisten und mit einem System aus Plus- und Minuszeichen zu bewerten. Durch die Vergabe von bis zu maximal drei Plus- bzw. Minuszeichen soll das geschätzte Ausmaß der Unsicherheit deutlich werden. Wenn die Richtung der möglichen Abweichung nicht klar ist, können sowohl Plus- als auch Minuszeichen verwendet werden. Die Richtung der Unsicherheit ist dabei so zu interpretieren, dass der in der Kalkulation verwendete Wert höchst wahrscheinlich derart vom realen Wert abweicht, dass die Kalkulation zu einer Überschätzung (+) bzw. Unterschätzung (-) des Risikos führt.

Nach demselben System sollte am Ende der tabellarischen Aufstellung eine Analyse des erwarteten Zusammenwirkens der einzelnen Effekte und die Auswirkung auf das Gesamtergebnis gegeben werden. Dabei kann in verschiedene Situationen oder Bevölkerungsgruppen unterschieden werden, so dass auch für eine Gruppe eine Überschätzung der Exposition (z.B. Erwachsene) und für andere eher eine Unterschätzung der Exposition (z.B. Kinder) erfolgen kann. Ein Beispiel

ist im Guidance-Dokument der EFSA (EFSA, 2006b) für die EFSA-Bewertung von Ochratoxin A (EFSA, 2006a) gegeben.

Im Gegensatz zum NUSAP-Ansatz ist der Ansatz der EFSA nicht so gut strukturiert und hinsichtlich des Zustandekommens der Bewertungen weniger transparent. Dafür ist er aber einfacher durchführbar und leichter verständlich. Da der EFSA-Ansatz auf eine externe Bewertung der Unsicherheiten durch Experten verzichtet unterliegt er unter Umständen im stärkeren Ausmaß der Subjektivität. Dieser wird jedoch durch die Arbeitsweise der EFSA zu einem Teil wieder aufgehoben, da an der Erstellung einer Bewertung (und damit auch der Unsicherheitsbewertung) eine Vielzahl von Experten mitwirkt.

Über das Bewertungsschema hinaus hat die EFSA im Guidance-Dokument bereits einige Quellen für Unsicherheiten wichtiger Typen von Datenquellen aus ihren einzelnen Bewertungsbereichen benannt:

- Verzehrdaten,
- Körpergewicht,
- Vorkommen von Kontaminanten in LM,
- Nährstoffgehalte in LM,
- Gehalte an Zusatz- und Aromastoffen in LM,
- Rückstände von Verpackungsmaterialien in LM,
- Pestizidrückstände auf LM und
- Daten zur mikrobiologischen Gefährdung durch LM.

Die Quellen wurden dabei alle hinsichtlich folgender Kriterien tabellarisch kommentiert:

- Messunsicherheit,
- Stichprobenunsicherheit,
- Unsicherheit des Standardwertes (wenn vorhanden),
- Unsicherheit bei der Extrapolation,
- Unsicherheit in der Verteilung,
- Korrelationen und
- Mehrdeutigkeit in Beschreibungen oder Sprache.

Die Auflistung der EFSA bietet einen guten Leitfaden, die Unsicherheiten von bestimmten Typen von Datenquellen zu benennen. Bei der EFSA sind die Quellen

für Unsicherheiten jedoch in sehr allgemeiner Form für Typen von Datenquellen gehalten und es bleibt die Aufgabe, diese allgemeinen Kriterien für die jeweils verwendete konkrete Datenquelle und im Zusammenhang der Verwendung der Daten detailliert, z.B. mittels des EFSA Plus-Minus-Systems, auszuführen. Insbesondere da hier auf Datenquellen Bezug genommen wird, die auch in dieser Arbeit eine Rolle spielen, ist die EFSA-Auflistung von Unsicherheitsquellen eine gute Ausgangsbasis für die Identifizierung der Unsicherheiten im LM-M und den deutschen Verzehrsdaten. Diese werden im Rahmen der Unsicherheitsanalyse zu den einzelnen Datenquellen detaillierter ausgeführt, präzisiert und erweitert.

In ihrem Konzept zur qualitativen Unsicherheitsanalyse geht die WHO darauf ein, dass sich die Kommunikation von Unsicherheiten, gerade bei Schätzungen ohne umfassende Datenbasis, als unübersichtlich und schwierig gestaltet. Um ein klar strukturiertes und verständliches Bild der Unsicherheiten zu geben, schlägt die WHO ein dreistufiges Verfahren zur Bewertung und gegebenenfalls Reduktion der ausführlich zu beschreibenden Unsicherheiten vor (WHO, 2008a). Demnach sollen zunächst alle Unsicherheiten hinsichtlich ihrer individuellen Höhe beschrieben werden. Quellen für große Unsicherheiten werden dann in einem zweiten Schritt hinsichtlich ihres Wissensstandes bewertet. Ist der Wissensstand für eine Unsicherheitsquelle als unzureichend einzustufen, wird in einem dritten Schritt die Subjektivität der im Modell gemachten Annahmen bzw. Schätzungen beurteilt. Damit wird eine weitere Standardisierung für den Bereich der Expositionsschätzung vorgenommen, da die Möglichkeit entfällt, die Pedigree-Matrix wie im NUSAP-Ansatz selbst zu definieren. Die Erhöhung des Grades der Standardisierung durch die WHO auf Kosten der Flexibilisierung ist jedoch sinnvoll, da der Einsatz der von der WHO empfohlenen Matrix auf Expositionsschätzungen begrenzt ist, während der NUSAP-Ansatz durch die Flexibilität auch in anderen Bereichen zur Beschreibung der Unsicherheitsanalyse genutzt werden kann.

Neben diesem als iterativ beschriebenen Verfahren der WHO werden allgemeine Quellen für Unsicherheiten benannt und unterteilt nach den Bereichen Szenarienunsicherheit, Parameterunsicherheit und Modellunsicherheit. Analog zum NUSAP- und zum EFSA-Ansatz wird eine tabellarische Auflistung der Unsicherheiten vorgeschlagen. Dabei wird eine Matrixstruktur empfohlen, mit den Quellen

der Unsicherheiten als Zeilen und einer Bewertung der Unsicherheiten hinsichtlich der drei beschriebenen Schritte in den Spalten.

Die Bewertung der Höhe der Unsicherheiten erfolgt wie beim EFSA-Ansatz nicht zwangsläufig durch externe Beurteilung mehrerer Experten, sondern in erster Linie durch den Bewerter selbst. Die Bewertung erfolgt mit den Ausprägungen niedrige, mittlere, hohe Unsicherheit. Für alle drei Schritte werden zudem verbale Skalen auf den Bereich 0-1 abgebildet, um eine Richtlinie für die Vergabe und Interpretation der Ausprägungen hoch, mittel und niedrig zu geben. Für Schritt 1 (Grad der Unsicherheit) ist die Skala von Walker et al. (2003) adaptiert worden. Als Grundlage für die Skaleneinteilung der Schritte 2 und 3 (Wissensstand bzw. Subjektivität) ist die Skala „Table III. Pedigree Matrix for Reviewing Knowledge Base of Assumptions“ des NUSAP-Ansatzes (Sluijs et al., 2005) aufgeteilt und erweitert worden. Eine Interpretation der Richtung der Unsicherheit wie bei der EFSA ist nicht vorgesehen.

Die qualitative Beschreibung der Unsicherheiten soll in der vorliegenden Arbeit vor allem für in Deutschland häufig verwendete Datenquellen (LM-M, BLS, Verzehrsstudien) angewendet werden. Die vorliegenden Konzepte sind auf die qualitative Bewertung von Einzelwerten im konkreten Bewertungskontext ausgerichtet (NUSAP, WHO) oder nur für allgemeine Typen von Datenquellen (EFSA) erstellt worden. Deshalb wurde aus den vorliegenden drei Konzepten ein eigenes Schema zur Bewertung qualitativer Unsicherheiten konkreter Datenquellen abgeleitet. Dazu wird eine aus allen Konzepten aggregierte Form der Beschreibung genutzt.

3.5 Trennung von Variabilität und Unsicherheit

Eine wesentliche Quelle für Unsicherheiten in der Expositionsschätzung ist durch die unzureichende Unterscheidung von Variabilität und Unsicherheit gegeben. Zum einen können Unsicherheiten reduziert werden, in dem der Variabilitätsanteil separat modelliert wird. Zum anderen können Unsicherheiten auch unerkannt bleiben, wenn Variabilität nicht erkannt und in der Modellierung als solche berücksichtigt wird. Werden beispielsweise für eine Analyse Lebensmittelgruppen zusammengefasst, die hinsichtlich ihrer Verteilungen und deren Parameter wie Mittelwert und Varianz deutlich variieren, so besteht die Gefahr, dass Personen die nur eine dieser beiden Lebensmittelgruppen verzehren hinsichtlich ihrer Exposition

über- oder auch unterschätzt werden. Im Beispiel einer mikrobiologischen Risikobewertung von *Campylobacter* in Hähnchenfleisch wird ohne eine Unterteilung der Verzehrs- und Kontaminationsdaten in gefrostetes bzw. frisches Hähnchenfleisch die Exposition um 33% unterschätzt (2,8 log CFU zu 4,2 log CFU) (Lindtner et al., 2004).

Morgan und Henrion (1998) haben zur Trennung von Variabilität und Unsicherheit den sogenannten „Clarity“-Test vorgeschlagen. Dieser entspricht nicht einem statistischen Test, sondern vielmehr der gedanklichen Konstruktion eines idealen Versuches. Ziel des Gedankenexperiments ist es, ein Messverfahren so zu definieren, dass es unter idealen Bedingungen und mit bestmöglicher Ausstattung vorgenommen wird. Dann sind dennoch auftretende Unterschiede in den Einzelmessungen auf Variabilität zurückzuführen. Unterschiede, welche durch Abweichung vom idealen Design auftreten, sind als Unsicherheiten zu interpretieren. Dieses Vorgehen soll anhand eines Beispiels verdeutlicht werden.

Ziel soll es sein, die mittlere Verzehrsmenge eines Lebensmittels (z.B. Hähnchenfleisch) in der deutschen Bevölkerung in einer vorgegebenen Woche zu ermitteln. Der ideale Versuch diese Menge zu ermitteln wäre, jede Person jeden Tag die Mengen abwiegen zu lassen, die sie an Hähnchenfleisch verzehrt. Damit weichen die einzelnen Werte vom Mittelwert immer noch ab, je nach Alter, Geschlecht oder regionaler Ernährungsweise. Durch diese Einflussvariablen ist somit eine Variabilität der inter-individuellen Verzehrsmenge an Hähnchen gegeben, die auch unter idealen Versuchsbedingungen nicht eliminiert werden kann. Analog sind zeitliche Unterschiede zwischen den einzelnen Wochentagen als nicht durch das Untersuchungsdesign zu verringern und als intra-individuelle Variabilität einzustufen. Durch die vollständige Erfassung aller deutschen Personen, sind die Ergebnisse jedoch nicht mehr beeinflusst durch einen Stichprobenfehler, z.B. bei Auswahl von 1.000 zufälligen Personen aus der Gesamtbevölkerung als Grundlage für eine Schätzung. Der Stichprobenfehler ist somit eindeutig als eine Unsicherheit einzustufen und nicht als Variabilität. Ebenso konnte durch das Auswiegen der Mengen der Messfehler minimiert werden und durch die Festlegung der Woche und die Einbeziehung aller Wochentage wurden zeitliche Unterschiede ausgeschaltet. Damit zählen alle diese Aspekte zu reduzierbaren Unsicherheiten, die entweder

durch das Untersuchungsdesign vermieden werden sollten oder im Rahmen einer Unsicherheitsanalyse beschrieben werden müssen.

Eine technische Trennung von Unsicherheit und Variabilität ist sowohl für eine deterministische, als auch für eine probabilistische Modellierung von entscheidender Bedeutung, um die Ergebnisse geeignet interpretieren zu können. Im deterministischen Fall werden Variabilitäten durch Verwendung mehrerer Punktschätzer ausgedrückt, wie beispielsweise Mittelwerte unterschiedlicher Altersgruppen oder Mittelwert und Perzentile der Bevölkerung. Hier sind Konfidenzintervalle oder anderweitig abgeleitete Intervallgrenzen geeignet, um die Unsicherheiten der Punktschätzer zu beschreiben. Variabilität drückt sich dann also in der Verschiedenheit der einzelnen Punktschätzer aus, Unsicherheit wird für jeden dieser Punktschätzer separat betrachtet.

In der probabilistischen Modellierung werden Verteilungsschätzungen in erster Linie genutzt, um einzelne Parameter hinsichtlich ihrer Variabilität zu beschreiben. In dem sich ergebenden Modell können dann zusätzlich die Unsicherheiten beschrieben werden (EC, 2003). Hier werden nicht mehr nur markante Punkte der Verteilung herausgegriffen, sondern die Verteilung im Ganzen in die Modellierung einbezogen. Damit spiegelt die Varianz der abgebildeten Verteilung im Idealfall auch die Variabilität des Parameters wieder. Eine Modellierung mittels Monte-Carlo-Simulationen, in der ausschließlich die Variabilität oder ausschließlich die Unsicherheit berücksichtigt wird, wird als 1-dimensionale Monte-Carlo-Analyse bezeichnet. Ein Beispiel hierfür ist die von Boyce et al. berechnete Aufnahme von inorganischem Arsen (2008). Aber (gerade) auch eine probabilistische Schätzung kann Unsicherheiten bergen, die nicht durch eine einzelne Verteilung ausgedrückt werden kann. Deshalb wurden die sogenannten zweistufigen Monte-Carlo-Verfahren entwickelt (Petersen, 2000). Am besten lässt sich das Prinzip am Beispiel einer parametrischen Verteilungsschätzung verdeutlichen. Hierbei ist die angepasste Verteilung eindeutig durch einen oder mehrere Parameter und die Wahl der Verteilungsform bestimmt, im Fall der Normalverteilung also durch den Mittelwert, die Standardabweichung und die symmetrische Form der Gaußschen Glockenkurve. Jedoch ist nun jeder der Parameter mit einer Unsicherheit belegt, die durch ein Konfidenzintervall oder auch erneut durch eine Verteilungsschätzung

ausgedrückt werden kann. Somit ist die genaue Lage und Breite der Verteilung unsicher und es kann nicht mit Sicherheit gesagt werden, welche Verteilung aus der jeweiligen Verteilungsklasse (z.B. Normalverteilung) die geeignete ist. Ein zweidimensionales Monte-Carlo-Verfahren berücksichtigt dies, in dem die Simulationen nicht nur mit einer Verteilung durchgeführt werden, sondern mit mehreren verschiedenen Verteilungen wiederholt werden, die jeweils geringfügig in den Parametern voneinander abweichen. Das Prinzip dieser Verfahren ist in Abbildung 2 dargestellt und beispielsweise für Mykotoxine, Cadmium und Acrylamid von Bokkers et al. (2009) angewendet. In Abbildung 2 ist die beste angepasste Verteilungsform blau dargestellt und die Elemente, welche zur Charakterisierung der Variabilität beitragen (Mittelwert, Perzentile) sind grün gekennzeichnet. Gelb dargestellt sind Elemente die Aussagen zur Unsicherheit erlauben (Konfidenzintervalle für Mittelwert bzw. Perzentile). Ebenfalls gelb dargestellt sind zwei alternative Verteilungen, die sich aus Parameterkombinationen ergeben, die innerhalb der vorhandenen Unsicherheiten nicht auszuschließen sind. Die rote Verteilungsfunktion kennzeichnet die Unsicherheit, über die Form der Verteilung. Während in den blau und gelb gekennzeichneten Fällen eine rechtsschiefe Verteilung verwendet wurde, kann es Analysen geben, in denen nicht auszuschließen ist, dass eigentlich eine symmetrische Form die Realität besser widerspiegelt.

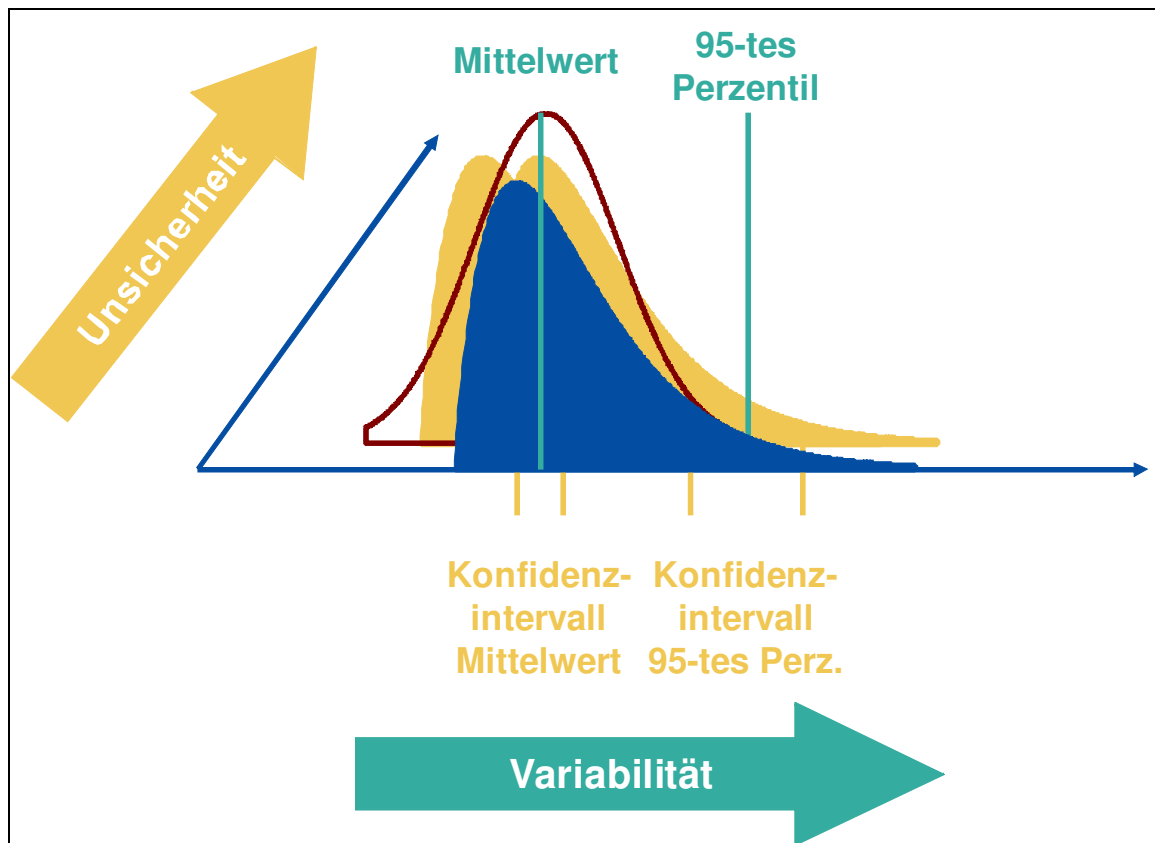


Abbildung 2: Grafische Darstellung der unterschiedlichen Abbildung von Variabilität und Unsicherheit in einer Verteilung.

Aufgrund des hohen Rechenaufwandes der mit zweistufigen Monte-Carlo-Verfahren verbunden ist und dem oft unzureichenden Bewusstsein um die Bedeutung der Unsicherheitsanalyse werden bislang häufig nur eindimensionale probabilistische Analysen durchgeführt. Fälschlicherweise wird dann das 95-te Perzentil der sich ergebenden Schätzung für die Aufnahme als konservativer Wert angesehen. In den meisten Fällen ist dies jedoch lediglich ein Schätzer, der einen oberen Wert der Verteilung innerhalb der Bevölkerung darstellt, also ein Ausdruck der Variabilität. Diese Schätzung ist aber wie alle statistischen Aussagen selbst mit Unsicherheiten verbunden, als konservativer Schätzer für ein oberes Perzentil der Bevölkerung kann also lediglich ein Schätzer unter Berücksichtigung von Unsicherheiten bezeichnet werden. Im Beispiel des 95-ten Perzentils wäre also nicht das Perzentil selber der konservative Schätzer, sondern beispielsweise die obere Grenze des Konfidenzintervalles für die Schätzung des 95-ten Perzentils.

Bei unzureichender Trennung von Variabilität und Unsicherheit ist eine vorsichtige Interpretation der Ergebnisse angezeigt. Mehrere probabilistische Modellierungen arbeiten mit nichtrepräsentativen Daten und der Begründung, dass sich trotz allem die Bandbreite der möglichen Werte widerspiegelt und somit zusätzliche Information gewonnen werden kann. Dies ist im Prinzip richtig, jedoch ist dann streng genommen die Aussage eine andere, als ursprünglich in probabilistischen Verfahren angestrebt. Nichtrepräsentative Daten sind grundsätzlich (auch bei hoher Stichprobengröße) nicht in der Lage die tatsächliche Varianz in der Bevölkerung abzubilden. Damit sind die dargestellten Verteilungen allenfalls als Unsicherheiten interpretierbar und ein abgeleitetes oberes oder auch unteres Perzentil ist dann kein Ausdruck der Variabilität, sondern der Unsicherheit. In diesen Fällen liegt also ein eindimensionales Monte-Carlo-Verfahren zugrunde, welches ausschließlich Unsicherheiten berücksichtigt. Ein zweidimensionales Monte-Carlo-Verfahren ist nicht sinnvoll anwendbar, da die Variabilität nicht sinnvoll abgebildet werden kann.

Liegen dagegen repräsentative Daten vor, in denen Variabilität gut dargestellt werden kann, so ist die Anwendung zweidimensionaler Monte-Carlo-Verfahren nötig, um sowohl Aussagen zur Variabilität, als auch zur Unsicherheit treffen zu können. Wie oben erläutert, würden eindimensionale Verfahren, die lediglich zur Darstellung der Varianz in der Exposition angewendet werden, nicht notwendigerweise zur Konservativität im statistischen Sinne der Schätzung führen.

3.6 Quantitative Verfahren zur Charakterisierung von Unsicherheiten

In diesem Abschnitt sollen Verfahren diskutiert werden, die eine Quantifizierung von Unsicherheiten bereits während der Modellierung ermöglichen, so dass sich diese im modellierten Ergebnis direkt widerspiegeln. Diese beziehen sich vor allem auf die Beschreibung von Parameterunsicherheiten. Modellunsicherheiten und Unsicherheiten auf Grundlage von Nichtwissen können mit Verfahren der Sensitivitätsanalyse getestet werden.

Prinzipiell kann dabei in Anlehnung an den WHO-Report (WHO, 2008a) zur Unsicherheitsanalyse unterschieden werden in:

- Verfahren der Verwendung von Intervallgrenzen,
- statistische Methoden basierend auf empirischen Daten unter Verwendung von Verteilungsannahmen,

- statistische Methoden basierend auf empirischen Daten unter Verwendung numerischer Simulationen,
- Bayes-Ansätze und
- die Fuzzy-Methode.

Dabei muss für diese Ansätze zunächst nicht nach deterministischer und probabilistischer Modellierung unterschieden werden. Eine Beschreibung der Parameterunsicherheit ist sowohl für die mittleren und „worst-case“-Schätzungen im deterministischen Fall von Bedeutung, als auch im Rahmen einer probabilistischen zwei-dimensionalen Monte-Carlo-Analyse.

Die Verwendung von Intervallgrenzen zur Beschreibung von Unsicherheiten ist das einfachste beschriebene Verfahren unter den quantitativen Ansätzen zur Beschreibung der Parameterunsicherheit. Die EFSA (2006) verweist auf diese Möglichkeit bei der im deterministischen Sinne Grenzen in denen sich ein Parameter maximal bewegen kann, in die Modellierung einbezogen werden. Ausführlich wird dieses Verfahren auch von der WHO (2008) diskutiert. Ein analoger Ansatz wird von Frey und Patil (2002) als Verfahren zur Sensitivitätsanalyse unter der Bezeichnung „Nominal Range“-Sensitivitätsanalyse beschrieben. Jedoch kann dieses Verfahren auch prospektiv im Laufe der Modellierung und nicht erst im Anschluss an die Modellierung verwendet werden, wie in den anderen Quellen beschrieben.

Die Nutzung von Intervallgrenzen ist ein sehr intuitives Verfahren und bezieht Kenntnisse jenseits von empirisch erhobenen Daten ein, um die Intervallgrenzen entsprechend zu definieren. Grundlagen hierfür können sowohl aufgrund natürlicher physikalisch, chemischer Gesetzmäßigkeiten abgeleitet werden oder auf Basis anderer Plausibilitätsüberlegungen und Expertenmeinungen festgelegt werden. Nach Festlegung der Intervallgrenzen in denen sich ein Parameter maximal bewegen kann, erfolgt die Berechnung der Exposition und des daraus resultierenden Risikos sowohl unter Verwendung aller unteren Intervallgrenzen, als auch unter Verwendung aller oberen Intervallgrenzen.

Für dieses Verfahren muss keine Information vorliegen, wie sich der Parameter innerhalb der Intervallgrenzen verhält und wie er zu anderen Parametern korrespondiert. Die Intervallmethode ist damit ein sehr einfaches Verfahren, bei dem

auch für verhältnismäßig ungünstige Datenlagen eine Aussage über die Unsicherheiten getroffen werden kann. Der Nachteil bei dieser Methode liegt darin, dass hier Extreme für jeden Parameter miteinander multipliziert werden, was zu sehr unrealistischen Schätzungen der Exposition führt und somit zu einer Überschätzung der tatsächlichen Unsicherheiten. Jedoch kann dieses Verfahren auch benutzt werden, um Grenzverteilungen (probability bound analysis = PBA) festzulegen, wenn die für einen 2-dimensionalen Monte-Carlo-Ansatz notwendige Trennung von Variabilität und Unsicherheit nicht möglich ist (Ferson, 1996). Sander et al. (2006) demonstrieren am Beispiel einer Aufnahmeschätzung für Cadmium, dass die Verwendung von Grenzverteilungen eine Alternative zu 2-dimensionalen Monte-Carlo-Ansätzen sein kann. Das für die Intervallgrenzen auftretende Problem der groben Überschätzung besteht hierbei nicht, da innerhalb der Grenzverteilungen ebenfalls zufällig Werte generiert werden.

Allerdings verweist die EFSA (2006) darauf, dass es nicht möglich ist, Unsicherheiten und Variabilität bei der Festsetzung von Intervallgrenzen und der Verwendung von Grenzverteilungen in geeigneter Weise zu trennen. Wenn Informationen vorliegen, die eine Schätzung der Intervallgrenzen im Sinne von Konfidenzintervallen (wie im Folgenden beschrieben) ermöglichen, so sind diese zu bevorzugen, da Konfidenzintervalle genauere Aussagen und eine Trennung von Variabilität und Unsicherheiten ermöglichen.

Bei Vorliegen von empirischen Daten können prinzipiell zwei Methoden unterschieden werden, die analytischen und die Simulationsverfahren. Grundlage in beiden Fällen ist das Stichprobenmodell. Voraussetzung hierfür ist eine repräsentative Zufallsstichprobe. Auf Basis dieser Stichprobe können dann Schätzungen für die Parameter im Modell abgeleitet werden. Unsicherheiten ergeben sich hier in Folge der Extrapolation von der Stichprobe auf die Grundgesamtheit der Werte. Diese kann durch Konfidenzintervalle quantifiziert werden, die damit das wichtigste Instrument zur Beschreibung von Parameterunsicherheiten in der klassischen Statistik darstellen. Konfidenzintervalle können jedoch nicht die Unsicherheiten abbilden, die aufgrund einer nicht repräsentativ gezogenen Stichprobe ins Kalkül gezogen werden müssen. Verzerrungen der Stichprobe gegenüber der Grundgesamtheit aufgrund nicht repräsentativer Daten können in Einzelfällen durch eine

Gewichtung der Stichprobe ausgeglichen werden. Sind einzelne Teile der Grundgesamtheit gar nicht in der Stichprobe vorhanden oder zu stark unterrepräsentiert, so kann die daraus resultierende Unsicherheit lediglich quantitativ beschrieben werden.

Die analytische Methode und die Simulationsverfahren unterscheiden sich dabei hinsichtlich der Art der Berechnung der Konfidenzintervalle. Welches Verfahren im konkreten Fall Anwendung findet bestimmt sich aus der Komplexität des Modells und Annahmen über die in der Grundgesamtheit vorliegende parametrische Verteilung.

Die Anwendung analytischer Verfahren zur Bestimmung von Konfidenzintervallen erfordert, dass die zugrunde liegende parametrische Verteilungsform bekannt ist. Bei der Ableitung von Konfidenzintervallen auf Basis parametrischer statistischer Verteilungen spielen neben der Verteilungsform die Stichprobengröße und Varianz bzw. Standardabweichung eine besondere Rolle. Können sinnvolle Annahmen über die Verteilungsform gemacht werden und sind Angaben zu Stichprobenumfang und Standardabweichung bekannt, kann mittels analytischer Verfahren beispielsweise ein Konfidenzintervall für den Mittelwert auch ohne Vorliegen der Einzeldaten erfolgen. Die in der Statistik am besten untersuchte Verteilung ist die Normalverteilung. Bei Vorliegen einer Normalverteilung kann ein Konfidenzintervall mit folgender Gleichung abgeleitet werden (z.B. Fahrmeir et al., 2004):

$$KI = (K_u, K_o) = \left(\bar{x} - k_{1-\alpha, FG} * \frac{\bar{s}}{\sqrt{n}}, \bar{x} + k_{1-\alpha, FG} * \frac{\bar{s}}{\sqrt{n}} \right)$$

Dabei bezeichnet KI das Konfidenzintervall mit den oberen und unteren Konfidenzschranken (K_o und K_u). Der Mittelwert der Stichprobe ist mit \bar{x} bezeichnet

und die geschätzte Standardabweichung mit $\bar{s} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$. Der Faktor

$k_{1-\alpha, FG}$ bezeichnet den Wert der Student t-Verteilung zum Sicherheitsniveau $(1 - \alpha)$ und der durch die Anzahl der Werte vorhandenen Freiheitsgrade ($FG = n - 1$). Diese Werte sind in der statistischen Grundlagenliteratur publiziert (z.B. Fahrmeier et. al., 2004) und dort ablesbar. Verbreitet ist die Verwendung von 95% als Wert für $(1 - \alpha)$. Für eine Stichprobengröße ab 30 Werten kann die Student t-Verteilung

durch die Standardnormalverteilung hinreichend gut approximiert werden (Cullen und Frey, 1999). Der Wert $k_{0,95}$ der Standardnormalverteilung liegt bei näherungsweise 1,96, so dass häufig vereinfachend mit 2 gerechnet wird.

Bekanntermaßen sind Verteilungen, die Gehalte von Stoffen in Lebensmitteln beschreiben oft nicht normalverteilt, sondern eher rechtsschief. In diesen Fällen kann die oben beschriebene Formel nicht ohne weitere Prüfung angewendet werden. Das Vorliegen der Normalverteilung ist somit vorher abzusichern. Für die Daten des LM-M wird diskutiert, wie wesentlich die Annahme der Normalverteilung für die Schätzung der Konfidenzintervalle tatsächlich ist und ob die Formel auch bei Vorliegen rechtsschiefer Verteilungen genutzt werden kann. Konfidenzintervalle können analytisch auch für andere statistische Kennwerte und einige andere Verteilungen als die Normalverteilung (Johnson et al., 1994) abgeleitet werden. Jedoch existieren nicht für alle Verteilungen entsprechende analytische Ableitungen. Da zudem die Information über die vorliegende Verteilung in der Grundgesamtheit selten gegeben ist, werden in der Regel Simulationsverfahren genutzt, um bei Vorliegen von Einzeldaten Konfidenzintervalle für statistische Parameter zu schätzen.

Simulationsverfahren beruhen auf dem Bootstrap-Prinzip oder einem davon abgeleiteten Verfahren. Der Begriff „Bootstrap“ geht auf das englische Sprichwort „pull oneself up by one’s bootstrap“ (Efron und Tibshirani, 1993) (sich an den eigenen Stiefelriemen herausziehen), was dem deutschen Sprichwort, „sich an den eigenen Haaren aus dem Sumpf ziehen“ gleichkommt. Im statistischen Sinne bedeutet es, dass man unter bester Verwendung vorliegender Informationen versucht etwas über den Stichprobenfehler zu erfahren, der sonst ausschließlich bei Vorlage mehrerer Stichproben geschätzt werden kann. Dazu werden aus der vorliegenden Stichprobe zufällig neue Stichproben generiert, in dem mit Zurücklegen gezogen wird. Für jede dieser neuen Stichproben, die als Simulation bezeichnet werden, wird die interessierende statistische Kennzahl berechnet, zum Beispiel der Mittelwert. Dann lassen sich aus allen Simulationen Mittelwerte der Mittelwerte berechnen und natürlich auch Konfidenzintervalle, als der Bereich, in den eine gewisse Prozentzahl der Mittelwerte aller Simulationen fällt. Bei ausreichend großer Anzahl Simulationen liefern die Schätzungen auf Grundlage dieser Methoden zuverlässi-

ge Schätzungen. Für eine weitergehende Diskussion zu den Bootstrap-Verfahren sei auf das Buch von Efron und Tibshirani (1993) verwiesen.

Neben den Verfahren der numerischen und analytischen Berechnung von Konfidenzintervallen sollen nun noch zwei andere Ansätze: die Bayes-Verfahren und die Fuzzy-Methode kurz dargestellt werden.

Bayes-Ansätze unterscheiden sich von der zur Abgrenzung häufig sogenannten „klassischen Statistik“ dadurch, dass sie zusätzlich vorhandenes Expertenwissen berücksichtigen können. In der klassischen Statistik ist das Verständnis des Begriffes der Wahrscheinlichkeit mit der Häufigkeit des Auftretens eines Ereignisses bei wiederholter Anzahl von Versuchen assoziiert, dagegen beschreibt der Bayessche Wahrscheinlichkeitsbegriff eher die Zuverlässigkeit begründeter Annahmen, die auf Basis existierender Vorinformationen getroffen wurden (Warren-Hicks et al., 1996). Die Idee des Bayes-Ansatzes geht auf die Verwendung bedingter Wahrscheinlichkeiten zurück. Auf Basis eines a-priori vorhandenen Expertenwissens wird eine statistische a-priori-Verteilung angenommen. Diese wird mit Hilfe von empirischen Daten validiert, um eine a-posteriori-Verteilung abzuleiten. Die a-posteriori-Verteilung ermöglicht dann eine bessere Beschreibung der Grundgesamtheit (EC, 2003). Dieser Prozess kann bei Bedarf iterativ fortgesetzt werden. Das Prinzip des Bayesschen Ansatzes im Zusammenhang mit Risikobewertungen von Chemikalien stellt Hill (1996) sehr anschaulich dar. Genau wie in der klassischen Statistik können auch in der Bayesschen Statistik Monte-Carlo-Simulationen verwendet werden (Lavine, 1996; Warren-Hicks et al., 1996): Für entsprechend große Stichprobenzahlen liefern die Methoden nach Bayes und die „klassische“ Statistik dieselben Schätzergebnisse. Paulo et al. (2005) zeigen am Beispiel von Pestiziden, dass der Bayessche Ansatz zu vergleichbaren Ergebnissen führt, wie die Nutzung von Monte-Carlo-Simulationen aus den empirischen Daten. Der Vorteil der Bayes-Methoden liegt darin, dass bei gutem Vorwissen der Experten mit relativ geringem Stichprobenaufwand eine gute a-posteriori-Schätzung abgeleitet werden kann. Der Nachteil liegt in der Abhängigkeit vom guten Expertenwissen sowie in der quantitativen Erfassung und in der Messbarkeit der Güte dieses Expertenwissens. Ein weiterer Nachteil ergibt sich aus der höheren Komplexität der Bayesschen Verfahren (Smith et al. 1996; Paulo et al., 2005;

Efron, 1986). So ist gerade hier eine quantitative Beschreibung von Unsicherheiten nicht oder schwer möglich.

Neben den benannten Vor- und Nachteilen wird bis heute in Statistikerkreisen eine oft sehr emotionale und eher philosophische Debatte über die Berechtigung der Bayesschen Statistik geführt, die sich vor allem mit der Rolle der Subjektivität im wissenschaftlichen Arbeiten auseinandersetzt, die ein wichtiges Element der Bayesschen Statistik bildet. Aber auch innerhalb der Bayesschen Statistik sind subjektive von objektiven Ansätzen zu differenzieren (Efron, 1986).

Cox et. al (2004) haben beispielhaft gezeigt, wie auch Bayessche Ansätze in der Unsicherheitsanalyse verwendet werden können, verbunden mit einer Sensitivitätsanalyse der notwendigen Annahmen. Entsprechend argumentieren Chapman et al. (1996), dass für eine so herausfordernde Aufgabe, wie der Unsicherheitsanalyse nicht ausschließlich die gebräuchlichsten oder einfachsten Ansätze verwendet werden und unterstreichen, dass beide Ansätze ihren Platz in der Unsicherheitsanalyse haben und sich nicht gegenseitig ausschließen. Auch wenn der Autor dieser Arbeit sich dem grundsätzlich anschließt, wird im Weiteren ausschließlich auf die klassische Statistik Bezug genommen.

Die bei der WHO (2008) beschriebenen Fuzzy-Methoden verfolgen ein von der klassischen Statistik losgelöstes Konzept. Sie basieren darauf, dass die Unsicherheit der Zuordnung von Parametern zu Zuständen oder Klassen nicht absolut, sondern mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit erfolgt. Demnach nimmt ein Parameter auch keine konkrete Ausprägung an, sondern nimmt diese nur mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit an oder nicht an. Einen Vergleich von Fuzzy- und Monte-Carlo-Simulationen führen Davidson und Rykes (2003) durch. Am Beispiel einer Modellierung für *Campylobacter jejuni* in Geflügel zeigen sie, dass sich gleiche mittlere Schätzer ergeben, die sich ergebende Verteilung bei der Fuzzy-Methode jedoch breiter ist und schlussfolgern, dass die Fuzzy-Methode einen konservativeren Ansatz im Fall einer schlechten Datenlage bildet. Dieses Konzept repräsentiert sehr gut den Ansatz, wie Unsicherheiten im Sinne unvollständiger Information beschrieben werden können. Jedoch ist die Aussagekraft der Ergebnisse der Modellierungen umstritten und dieser Ansatz liefert zudem keine Mög-

lichkeit Unsicherheiten vorliegender Datenquellen zu quantifizieren (WHO, 2008a) und wird demzufolge nachfolgend nicht berücksichtigt.

Von den hier vorgestellten Verfahren zur Beschreibung von Parameterunsicherheiten während der Modellierung wird aufgrund der dargelegten Vor- und Nachteile die Angabe von Konfidenzintervallen vorzugsweise mittels Bootstrap-Verfahren für die betrachteten Datenquellen als beste Methode angesehen und für die quantitative Unsicherheitsbeschreibungen der betrachteten Datenquellen genutzt. Bootstrap-Verfahren sind nicht ohne weitere Vorkenntnisse in der Standardsoftware als Unsicherheitsanalysen nutzbar, weshalb der in der Arbeit verwendete Bootstrap-Algorithmus in ein einfach handhabbares Excel-Datenblatt (unter Nutzung von @RISK) mit hinterlegtem Makro umgesetzt wurde und mit der Arbeit allgemein zugänglich gemacht wird. Damit soll es auch weniger geschulten Anwendern ermöglicht werden diese Verfahren selbständig anzuwenden.

3.7 Sensitivitätsanalysen

Häufig werden Unsicherheitsanalysen und Sensitivitätsanalysen nicht nur in einem Atemzug genannt, sondern auch weitestgehend gleichgesetzt. Jedoch liefern Sensitivitätsanalysen nur einen Teil der in einer Unsicherheitsanalyse gewünschten Information. Unter dem Begriff Sensitivitätsanalysen sind mathematische Verfahren verschiedener Komplexität zu verstehen, die den Bewerter in die Lage versetzen, den Einfluss einzelner Unsicherheiten auf Kennzahlen der Gesamtexpositionsbewertung zu messen und darzustellen (Frey und Patil, 2002). Dies setzt jedoch eine qualitative und quantitative Beschreibung der Unsicherheiten für die einzelnen Parameter, Datenquellen oder auch Modellunsicherheiten voraus, die anschließend hinsichtlich Ihrer Auswirkung gemessen und verglichen werden. Damit stellt die Sensitivitätsanalyse lediglich einen letzten Schritt in einer quantitativen Betrachtung dar, der es ermöglicht unter mehreren Unsicherheiten eine Rangfolge abzuleiten, welche Unsicherheiten zuvorderst in zukünftigen verfeinerten Analysen eingeschränkt werden sollten. Sie können allerdings auch im indirekten Verfahren Aufschluss geben, um beispielsweise maximal tolerierbare Unsicherheiten zu ermitteln, um ein vorgegebenes Sicherheitsniveau nicht zu überschreiten. Da Sensitivitätsanalysen auf gängige mathematische Verfahren zurückzuführen sind, bereits ausführlich in der Literatur beschrieben wurden (z.B. Frey

1993; Cullen und Frey 1999; USEPA 2001; Frey und Patil 2002; WHO, 2008a) und in Standard-Software-Paketen zur Risikobewertung implementiert sind (z.B. @RISK⁶, Analytika⁷, CREMe⁸) soll hier lediglich ein kurzer Überblick der verschiedenen Verfahren gegeben werden. Zudem soll der Fokus dieser Arbeit auf der Beschreibung von Unsicherheiten für typische Datenquellen liegen, so dass Sensitivitätsanalysen nur aus Gründen der Vollständigkeit dargestellt werden.

3.7.1 Nominal-Range-Sensitivity-Analyse (NRSA)

Nähert man sich intuitiv der Fragestellung des Einflusses einzelner Eingangsparameter auf das Gesamtergebnis, ergibt sich das einfachste Verfahren der Sensitivitätsanalyse, das „Nominal-Range“-Verfahren. Hierbei werden alle Parameter des Modells konstant gehalten und lediglich der interessierende Parameter wird über einen definierten Unsicherheitsbereich variiert (Cullen und Frey, 1999). Die Auswirkung auf das Gesamtergebnis kann dann sowohl absolut oder auch relativ zum Standardparameterwert dargestellt und bewertet werden. Auch wenn das Verfahren durch seine Einfachheit einen breiten Einsatz findet, liegt doch der entscheidende Nachteil des Verfahrens darin, dass das Zusammenwirken verschiedener Modellparameter auf das Endergebnis nicht oder nur unzureichend modelliert werden kann (Cullen und Frey, 1999). Während der Nachteil bei Modellen mit ausschließlich linearen Einflussgrößen kaum zum Tragen kommt, besteht insbesondere bei nichtlinearen Modellen die Gefahr, Parameterkombinationen zu übersehen, die einen entscheidenden Einfluss auf das Gesamtergebnis haben können. Werden nach diesem Verfahren Unsicherheitsintervalle verschiedener Parameter kombiniert, um den gemeinsamen Einfluss zu testen, führt dies aufgrund der starren Intervallgrenzen im deterministischen Fall zu deutlichen Überschätzungen der Höhe der Unsicherheit.

⁶ Palisade Corporation, <http://www.palisade.com/risk/>

⁷ Lumina Decision Systems, <http://www.cremeglobal.com/products/>

⁸ CREMe Software Ltd, <http://www.lumina.com/>

3.7.2 „Break-even“ oder Szenarioanalyse

Aus der Wirtschaftswissenschaft ist die Idee zur „Break-even“ Analyse entlehnt. Ihre Übertragung und Anwendung im Rahmen von Sensitivitätsanalysen wird von Frey und Patil (2002) diskutiert. Dasselbe Prinzip ist unter anderem im Programm @RISK© unter dem Namen Szenarioanalyse (Palisade Corp., 2005) umgesetzt. Hier handelt es sich jedoch nicht um eine Sensitivitätsanalyse im bisher beschriebenen Sinn, sondern eher um die Umkehrung der Herangehensweise. Zunächst werden ein oder mehrere kritische Punkte für die Gesamtexposition identifiziert. Für diese wird anschließend untersucht, unter welchen Bedingungen diese Gesamtexposition erreicht wird und welchen Anteil die Einzelparameter daran haben.

3.7.3 Regressions-Verfahren

Regressionsanalysen, wie beispielsweise die multiple lineare Regression, zählen zu den am häufigsten genutzten Verfahren, um funktionelle Zusammenhänge statistisch aufzuzeigen. Für eine detaillierte Beschreibung der Regressionsanalysen sei auf Grundlagenbücher der Statistik (z.B. Fahrmeir et al., 2004) verwiesen. Regressionsverfahren können ebenso für Sensitivitätsanalysen herangezogen werden, indem die Regressionskoeffizienten als Maß der Sensitivität angesehen werden (Frey und Patil, 2002). Für einen Vergleich des Einflusses verschiedener Variablen ist dabei eine vorherige Standardisierung der einzelnen Eingangsparameter nötig. Der Test eines Parameters, ob er signifikant verschieden von null ist, kann dann als Sensitivitätsmaß verwendet werden. Erklärungsvariablen im Regressionsmodell ohne signifikanten Einfluss, sind wenig sensitiv in Bezug auf die Gesamtexposition. Ein signifikanter Einfluss kann als Zeichen einer Sensitivität gewertet werden, die Größe des Regressionskoeffizienten macht eine Aussage zur Höhe der Sensitivität. Neben der Signifikanz der geschätzten Regressionskoeffizienten kann im Sinne einer schrittweisen Regressionsanalyse, die Änderung im Bestimmtheitsmaß R^2 genutzt werden, um die Höhe der Sensitivität zu bestimmen (Frey und Patil, 2002) und sensitive Parameter zu selektieren.

Vorteile von Regressionsverfahren liegen in ihrer vielfältigen Einsatzmöglichkeit und weiten Verbreitung sowie der Umsetzung in den meisten der gängigen Simulationsprogramme. Ein weiterer Vorteil ist, dass die Parameter gleichzeitig betrachtet werden und nicht wie in der NRSA unter festhalten aller anderen Parame-

ter. Als Nachteil sind die üblicherweise an eine Regression zu stellenden und unter Umständen einschränkenden Voraussetzungen zu nennen. Diese betreffen die Unabhängigkeit der Einflussgrößen, die Voraussetzungen an die Verteilung der Residuen (z.B. Normalverteilung) und die Korrektheit des unterstellten funktionalen Zusammenhanges an sich. Die Voraussetzungen an die Verteilung können oftmals durch die Verwendung spezieller Regressionsverfahren und Methoden der Rangregression erfüllt werden. Für letztere ist lediglich die relativ schwache Unterstellung eines monotonen Zusammenhanges zu erfüllen.

3.7.4 Korrelationskoeffizienten

Korrelationskoeffizienten sind das Standardinstrument in der Statistik, um Zusammenhänge zwischen Variablen aufzuklären. Zu den Hintergründen der Korrelationsanalyse sei deshalb auf Grundlehrbücher der Statistik verwiesen (z.B. Fahrmeir et al., 2004). Die Richtung, Höhe und Signifikanz des über Korrelationskoeffizienten beschriebenen Zusammenhanges kann auch als Maß der Sensitivität der Variablen untereinander betrachtet werden, wie unter anderem von Frey et al. (2003) beschrieben. Bei einer Korrelation nahe -1 oder nahe +1 ist für eine Änderung im Eingangsparameter eine Änderung in der Gesamtexposition sehr wahrscheinlich. Aufgrund der Standardisierung aller Korrelationskoeffizienten auf das Intervall $[-1, +1]$ ist eine Vergleichbarkeit des Einflusses mehrerer Parameter möglich und es ist möglich eine Rangfolge zu erstellen. Als Korrelationsmaße können sowohl der Pearson-Korrelationskoeffizient, als auch der Spearman-Rangkorrelationskoeffizient eingesetzt werden. Letzterer empfiehlt sich, wenn die nötigen Voraussetzungen für die Tests der Pearsonkorrelationen auf Signifikanz verletzt sind (keine Normalverteilung der Residuen für die Gesamtexposition oder keine Varianzhomogenität). Im Falle der Rangkorrelation wird lediglich ein monotoner Zusammenhang vorausgesetzt.

Unabhängig von der Art des Korrelationskoeffizienten gibt dieser keine Auskunft über die Stärke der zu erwartenden Änderung, was einen Nachteil bei der Interpretation als Sensitivitätsmerkmal darstellt. Als weiterer Nachteil ist die korrekte Interpretation der Ergebnisse einer Korrelationsanalyse zu nennen. Eine gemessene Korrelation kann möglicherweise dadurch verursacht werden, dass eine drit-

te Variable sowohl auf die Einflussvariable, als auch auf die Gesamtexposition wirkt und damit der Zusammenhang nicht ursächlich ist (Frey et al., 2003).

3.7.5 Klassifikations- und Regressionsbäume (CART)

Klassifikations- und Regressionsbäume (CART) sind eine starke verallgemeinerte Form der Diskriminanzanalyse (Ripley, 1996). Ziel ist es Entscheidungen datenbasiert zu generieren, die Beobachtungen bestimmten Klassen zuordnen. Damit ergeben sich bei jeder Verzweigung (auch Knoten genannt) zwei oder mehrere neue Klassen, die in weiteren iterativen Schritten weiter differenziert werden. Der große Vorteil der CART-Verfahren liegt in ihrer Flexibilität und Anschaulichkeit, die es ermöglicht die automatisierten statistischen Entscheidungen inhaltlich nachzuvollziehen und zu interpretieren. Auch CART-Verfahren lassen sich im Rahmen von Sensitivitätsanalysen einsetzen (Frey et al., 2003). Analog wie bei der schrittweisen Regression kann die Erklärungsgüte des Modells für einen Klassifikationsbaum bestimmt werden. Dies kann vor jeder neu definierten Verzweigung geschehen, so dass sich in Abhängigkeit für die bei der Entscheidung zugrunde liegende Variable, der Einfluss der Variable auf die Gesamterklärungsgüte des Modells und somit der Gesamtexposition bestimmen lässt. Diese kann dann wiederum als Maß der Sensitivität interpretiert werden.

Neben dem großen Vorteil der Veranschaulichung und relativ einfachen Interpretation der entstehenden Baumstrukturen und Regeln, besteht ein Nachteil der Klassifikations- und Regressionsbäume in der Umsetzbarkeit in der verfügbaren Standardsoftware.

3.7.6 Varianzanalyse (ANOVA)

Analog zur Regressionsanalyse kann auch eine Varianzanalyse (ANOVA) im Rahmen von Sensitivitätsanalysen eingesetzt werden (Frey und Patil, 2002). Bei der Varianzanalyse werden im Gegensatz zur Regressionsanalyse Mittelwertunterschiede der Gesamtexposition hinsichtlich verschiedener Faktorausprägungen der Einflussfaktoren untersucht. Die Einflussfaktoren müssen dabei nicht zwangsläufig metrisch sein, sondern liegen in verschiedenen Stufen vor, die sowohl durch nominale Merkmalsausprägungen als auch durch gruppierte metrische Variablen definiert sein können. Zu Details hinsichtlich des Verfahrens der Varianzanalyse und der Voraussetzungen (Normalverteilung der Fehlervariablen bzw. der Ge-

samtexposition, Varianzhomogenität) sei wiederum auf Standard-Statistikhandbücher verwiesen (z.B. Fahrmeir et al., 2004) Ebenso wie bei der Regressionsanalyse kann auch bei einer Varianzanalyse das Vorhandensein von signifikanten Faktoren als Sensitivität interpretiert werden. Über den Vergleich von Modellen mit reduzierten Faktoren im Vergleich zum vollständigen Modell anhand des Bestimmungsmaßes, kann ein Vergleich der Faktoren durchgeführt und ihr Anteil an der Erklärung der Gesamtvarianz in der Gesamtexposition ermittelt werden. Eine beispielhafte Anwendung der Varianzanalyse als Sensitivitätsanalyse findet sich in Mokhtari und Frey (Mokhtari und Frey, 2005). Da eine Varianzanalyse bei entsprechender Zahl von Faktorstufen schnell aufwendig wird, ist zu empfehlen, die Anzahl von Faktoren vorab durch NRSA zu reduzieren.

3.7.7 Grafische Verfahren

Graphische Analysen können unterstützend in Sensitivitätsanalysen eingesetzt werden. Verbreitet ist der Einsatz von Streudiagrammen (Frey et. al, 2003; Vose, 2003) sogenannten bedingten Sensitivitätsanalysen. Die Streudiagramme können verwendet werden, um durch eine paarweise Darstellung von Einflussgröße und Gesamtexposition den funktionalen Zusammenhang zu veranschaulichen. Oft sind diese deshalb auch geeignet, im Vorfeld einer quantitativen Sensitivitätsanalyse zum Einsatz zu kommen. Anhand der Streudiagramme lassen sich Voraussetzungen für quantitative Verfahren, wie zum Beispiel die Linearität des Zusammenhangs, anschaulich überprüfen.

Die von Frey et. al (Frey et. al, 2003) vorgestellte bedingte Sensitivitätsanalyse kann als ein grafisches Verfahren zur Erweiterung der NRSA verstanden werden. Der Nachteil der NRSA-Verfahren bestand ganz wesentlich in der Beschränkung darauf, dass immer nur ein Parameter variiert werden kann, während andere konstant gehalten werden. Die Auswirkungen für diesen Parameter können numerisch oder in einem Streudiagramm dargestellt werden. Soll jedoch in einer „Nominal-Range“-Analyse der Einfluss eines Faktors A unter verschiedenen Annahmen (Bedingungen) über einen zweiten Faktor B getroffen werden, so lässt sich das Ergebnis effektiver grafisch als numerisch darstellen. Hierzu werden im selben Streudiagramm zwei oder mehr unterschiedliche Datenreihen abgebildet. Denkbar ist zum Beispiel die Datenpunkte für die paarweisen Werte von Einflussfaktor A

zur Gesamtexposition darzustellen unter der Annahme, dass Faktor B seinen minimalen Wert annimmt und parallel dazu die paarweisen Werte unter der Bedingung, dass Faktor B einen mittleren bzw. maximalen Wert annimmt.

Auch die Ergebnisse der Sensitivitätsanalysen mittels Regression und Korrelation lassen sich grafisch darstellen. Sogenannte Tornado-Diagramme (Vose, 2003) stellen den Einfluss der einzelnen Faktoren auf das Endergebnis vergleichend dar. Hier wird der im Regressionsmodell gemessene Einfluss der Einzelfaktoren (z.B. als Korrelation) wie oben beschrieben grafisch nach Größe absteigend aufgetragen, so dass ein tornadoförmiges Diagramm entsteht.

3.7.8 Zusammenfassung

Neben den erwähnten Methoden zur Sensitivitätsanalyse werden in der Literatur eine Reihe weiterer Verfahren beschrieben, die anderen Bereichen entlehnt sind und auf die Frage der Sensitivität übertragen wurden. Diese Verfahren haben häufig den Nachteil, dass sie relativ komplex sind, von Standardsoftware kaum unterstützt werden oder lediglich unter sehr einschränkenden Voraussetzungen valide Ergebnisse generieren. Deshalb wurden hier die am breitesten eingesetzten Verfahren dargestellt. Zusammenfassend lässt sich sagen, dass Sensitivitätsanalysen genutzt werden können, um:

- Die Auswirkungen von Unsicherheiten zu untersuchen und transparente Bewertungen als Grundlage für das Risikomanagement zu erarbeiten,
- einflussreiche Risikofaktoren zu ermitteln und damit Prioritäten für Risikominimierung zu identifizieren und um Datenlücken gezielt zu schließen
- die Robustheit des Modells zu prüfen und darzustellen.

Sensitivitätsanalysen sind, wie fälschlicherweise oft dargestellt, kein Instrument, um Unsicherheiten an sich qualitativ oder quantitativ zu beschreiben. Vielmehr setzen Sie nach einer Beschreibung der Unsicherheiten an und ermöglichen es, die Bedeutung von Unsicherheiten für die Schätzung des Endergebnisses darzustellen. Große Unsicherheiten in einzelnen Parametern können mit nur kleinen Auswirkungen auf die Gesamtexposition gekoppelt sein und andererseits können auch kleine Abweichungen in Ausgangsparametern zu großen Effekten in der Exposition führen. Außerdem können sie genutzt werden, um Voraussetzungen der

Modellierung oder Annahmen für die zukünftige Entwicklung zu testen (Sluijs et al., 2004). Hier stehen mit Sensitivitätsanalysen geeignete Verfahren zur Verfügung, um solche Zusammenhänge zu untersuchen.

Besonders gut verdeutlichen lässt sich dieser Unterschied an der Idee der NRSA. Die eigentliche Unsicherheitsanalyse beschreibt zunächst den Bereich, in welchem die als beste Schätzer ermittelten einzelnen Parameter unsicher sind oder auch welche unterschiedlichen Modelle genutzt werden könnten. Die Sensitivitätsanalyse setzt im Nachhinein ein, wenn die Bereichsgrenzen in das Modell eingesetzt und die Veränderung der Gesamtexposition im Vergleich zur ermittelten Gesamtexposition basierend auf dem besten Schätzer ermittelt wird.

Eine Methode der Sensitivitätsanalyse, die allen anderen vorgezogen werden kann, gibt es nicht (Frey und Patil, 2002). Die ANOVA-Verfahren sind jedoch aufgrund dessen, dass diese am wenigsten strikt in Bezug auf Voraussetzungen sind, durch Standard-Statistik-Software unterstützt werden und Aussagen über Signifikanz und Höhe eines Zusammenhanges treffen besonders breit anwendbar. Ausführlichere Vergleiche und Empfehlungen zur Auswahl der geeigneten Methoden finden sich bei Frey et al. (2004).

4. MATERIAL UND METHODEN

Für die Anfertigung dieser Arbeit wurden die Programme @RISK (Palisade Corporation, <http://www.palisade.com/risk/>), SPSS 12.0 (SPSS Inc., <http://www-01.ibm.com/software/analytics/spss/>) und Microsoft Office 2003 bzw. 2007 (Microsoft Corporation, www.microsoft.com) verwendet.

4.1 Datenquellen für das Vorkommen von Agenzien in Lebensmitteln

4.1.1 Lebensmittel-Monitoring (LM-M)

Das LM-M ist ein wesentliches Element der amtlichen Lebensmittelüberwachung der Bundesrepublik Deutschland mit dem Ziel der systematischen Dokumentation des Vorkommens unerwünschter Stoffe in Lebensmitteln. Die gesetzlichen Grundlagen zur Durchführung des LM-M sind in § 50-52 des Lebensmittel-, Bedarfsgegenstände- und Futtermittelgesetzbuches (LFGB, 2009) festgeschrieben. Demnach sind das Bundesministerium für Ernährung und Landwirtschaft (BMEL) sowie die Ministerien und Behörden der jeweiligen Länder für die Durchführung des LM-M im Rahmen der amtlichen Lebensmittelüberwachung der Bundesrepublik Deutschland zuständig (BVL, 2004).

Für die zentrale Datensammlung und Koordination zeichnet das BVL verantwortlich. Die Durchführungsbestimmungen unterliegen der Allgemeinen Verwaltungsvorschrift über die Durchführung des LM-M (AVV-LM) (BMVEL, 2005). Das BVL erstellt in Zusammenarbeit mit den Monitoring-Expertengruppen die detaillierte Vorgehensweise für das LM-M und veröffentlicht diese rechtsverbindlich in einem Handbuch (BVL, 2005c). Darin sind die ausgewählten Lebensmittel, die jeweilig zu untersuchenden Stoffe, die Methodik der Probenahme und die einzuhaltende Qualität der Analytik aufgeführt.

Neben der Planung obliegt dem BVL auch die zentrale Datenverwaltung und darauf aufbauend die jährliche Veröffentlichung der Untersuchungsergebnisse in den Lebensmittel-Monitoring Berichten, die über die Internetseite des BVL abrufbar sind (www.bvl.bund.de). Die Veröffentlichung der Untersuchungsergebnisse dient vor allem der Risikokommunikation mit dem Verbraucher, um diesem eine geeignete Verhaltensweise im Umgang mit speziellen Lebensmitteln zu vermitteln. Auf

diesem Weg kann beispielsweise einer hohen Belastung der Verbraucher durch eine einseitige Ernährungsweise Vorschub geleistet werden. Des Weiteren werden die Daten des LM-M an die Europäische Kommission, die WHO sowie das BfR übermittelt. Das BfR nutzt die Daten als zentrale Datenquelle zur Erfassung und Bewertung von Risiken für den Verbraucher durch die Aufnahme von Lebensmitteln.

Die Nutzung der Daten des LM-M stützt sich vorwiegend auf die vom BVL veröffentlichten Lebensmittel-Monitoring Berichte und die ergänzend veröffentlichten Tabellenbände (BVL, 2005b; BVL, 2006; BVL, 2007a). Einigen Institutionen, unter anderem dem BfR, stehen auch die Einzeldaten zur Verfügung. Am BfR ist in Ergänzung zu den Tabellenbänden des BVL im Rahmen des Projektes „Bedeutung der probabilistischen Expositionsschätzung für die Bewertung chemischer und mikrobieller Risiken durch Lebensmittel und Haushaltsprodukte.“ eine Sammlung von Datenblättern aufgebaut worden, in der die Voraussetzungen der Nutzung der Daten für probabilistische Expositionsschätzungen gelegt wurden (Lindtner et al., 2006b). Die Datensammlung enthält eine Excel-Datei für jede in den Jahren 1995-2003 untersuchte Agens-Lebensmittelkombination. Ein Datenblatt besteht aus einer erweiterten deskriptiven Statistik, sowie angepassten parametrischen Verteilungen. Damit ist es möglich auch ohne das Vorhandensein der Einzeldaten probabilistische Schätzungen durchzuführen. Entsprechend des unterschiedlich verfügbaren Informationsstandes werden verschiedene Ansätze zum Umgang mit Unsicherheiten vorgestellt.

Ziel des LM-M ist die Dokumentation des Vorkommens von unerwünschten Stoffen in Lebensmitteln, um mit Hilfe von repräsentativen Daten aus wiederkehrenden Messungen und Bewertungen von Lebensmitteln Gefährdungen rechtzeitig zu erkennen und Maßnahmen zum Schutze des Verbrauchers so früh wie möglich einzuleiten (Schroeter et al., 1999). Bei den untersuchten Stoffen handelt es sich um Pflanzenschutzmittel, persistente Organochlorverbindungen, Nitrat, Mykotoxine, Schwermetalle, Rückstände von pharmakologisch wirksamen Substanzen und toxische Reaktionsprodukte. Die Beprobung der Lebensmittel erfolgt zyklisch, so dass innerhalb fester Zeiträume eine aussagekräftige Anzahl an Lebensmitteln, ein so genannter Warenkorb) untersucht wird und damit als Basis für Aufnahme-

schätzungen zur Verfügung steht. Die erste vollständige Untersuchung aller Lebensmittel eines für Deutschland repräsentativen Warenkorbes von 100 Lebensmitteln erfolgte im Zeitraum von 1995 bis 2002. (BVL, 2004). Die Repräsentativität dieses Warenkorbes orientierte sich am durchschnittlichen Lebensmittelverzehr der NVS I und berücksichtigt in erster Linie Lebensmittel mit hoher Verzehrshäufigkeit und hoher Verzehrsmenge, aber auch solche, von denen bekannt ist oder vermutet wird, dass sie hohe Gehalte an unerwünschten Stoffen bergen (Schroeter et al., 1999). Derzeit wird ein neuer Zyklus mit einem überarbeiteten Warenkorb auf Basis von ca. 120 Lebensmitteln in den Jahren 2005-2009 untersucht (BVL, 2005c).

Durch das Konzept der Erhebung repräsentativer Daten soll im LM-M die reale Expositionssituation des Verbrauchers so gut wie möglich abgebildet werden. Damit soll im Unterschied zu den üblichen Höchstmengenuntersuchungsprogrammen der Lebensmittelüberwachung eine Verzerrung aufgrund von gezielten Probenahmen bei kritischen Kulturen oder Erzeugern vermieden werden. Dennoch dient das LM-M dazu, Auflagen bezüglich Höchstmengen von Stoffen in Lebensmitteln zu überprüfen und gegebene Überschreitungen zu ahnden (Schroeter et al., 1999).

Damit ist das Stichprobenkonzept des LM-M dazu vorgesehen, Aussagen über den Prozentsatz von Proben oberhalb der gesetzlichen Höchstmengen auf Basis einer repräsentativen Stichprobe zu ermitteln. Dennoch wird es in Ermangelung anderer Daten für die Beschreibung durchschnittlicher und hoher Belastungen von Lebensmitteln eingesetzt. Dabei ist jedoch zu beachten, dass das Stichprobenkonzept des LM-M nicht vordergründig auf dieses Ziel ausgerichtet ist, womit sich eine erste mögliche Ursache für Unsicherheiten bei der Ableitung von Mittelwerten und oberen Perzentilen ergibt. In der Verordnung EG 396/2005 (EU, 2005) ist gefordert, dass die europäischen Mitgliedsstaaten zukünftig ein Monitoring durchführen, dass neben der risikoorientierten Probenahme auch eine Schätzung der Verbraucherexposition für Pflanzenschutzmittel zulässt. Das BfR hat daraufhin am Beispiel des Pestizidmonitoring Anforderungen beschrieben, die ein zukünftiges Monitoring in Deutschland haben müsste, um die Daten auch in diesem Sinne nutzen zu können (Sieke et al., 2008a; Sieke et al., 2008b; Sieke et al., 2008c).

Dabei wird insbesondere auf die strukturelle Zusammensetzung der Stichprobe für eine verbesserte Repräsentativität, auf einen aktualisierten und erweiterten Warenkorb und auf zu erwartende Genauigkeiten der Mittelwert- und Perzentilschätzungen bei verschiedenen Stichprobengrößen eingegangen.

Mit dem bis 2010 gültigen Konzept ergibt sich ein jährlicher Stichprobenumfang von ca. 4.700 Proben, der sich aus ca. 240 Stichproben je 20 untersuchter Lebensmittel ergibt (BVL, 2004; Schroeter et al., 1999). Aufgrund der zufälligen Probennahme und den damit vermiedenen Verzerrungen durch Verdachtsproben kommt dem LM-M bei der Schätzung der Verbraucherexposition eine besondere Bedeutung als Datengrundlage für Deutschland zu. In dieser Arbeit sollen die Unsicherheiten beschrieben werden, die sich bei der Verwendung dieser Datengrundlage ergeben können. Dabei wird zunächst eine qualitative Beschreibung der Unsicherheiten erfolgen. Anschließend werden quantitative Schätzungen der Unsicherheiten bei deterministischen sowie bei probabilistischen Schätzungen, entsprechend angegeben. Da die Werte des LM-M nicht als Einzeldaten der Öffentlichkeit zur Verfügung stehen, gibt es verschiedene Nutzerkreise mit Zugriff auf eine unterschiedliche Menge an Informationen über die Ergebnisse des LM-M. Deshalb sollen zunächst drei Informationsquellen hinsichtlich Struktur und Inhalt beschrieben werden.

4.1.2 Überwachte Feldversuche

Bei der Zulassung von Pestiziden zur Anwendung bei der Erzeugung von Lebensmitteln, kann in der Regel nicht auf Daten aus der Lebensmittelüberwachung zurückgegriffen werden. Deshalb sind die Antragsteller verpflichtet, den Zulassungsbehörden Studien vorzulegen, die Auskunft über die Rückstände auf Kulturen geben, die zur Verwendung als Lebens- oder Futtermittel bestimmt sind (Banasik et al., 2010). Die Anforderungen an diese Studien sind in den entsprechenden Verordnungen definiert. Aufgrund der standardisierten ungünstigen Bedingungen bei der Versuchsdurchführung werden diese Studien „überwachte Feldversuche“ genannt. Die Versuche spiegeln jedoch nicht das Spektrum aller möglichen Rückstandswerte dar, da die Zulassung für eine spezifische Art der Anwendung erfolgt, in der äußere Bedingungen, wie beispielsweise Art und Häufigkeit der Anwendung bzw. Ausbringung und Wartezeiten bis zur Ernte vorgeschrieben

sind. Auch wenn die dadurch definierte „Gute Landwirtschaftliche Praxis (Good Agricultural Practice)“ (GAP) grundsätzlich als Handlungsanweisung zu befolgen ist, so sind diese als Handlungsrahmen zu verstehen. Da der Einsatz von Pflanzenschutzmitteln generell auf das notwendige Maß beschränkt werden soll, variieren die jeweiligen tatsächlichen Anwendungen innerhalb dieses festgesetzten Rahmens ja nach Standort, Anwendungskultur und Situation (BfR, 2010).

Weiterhin erfolgt die Pestizidzulassung für Pflanzenschutzmittel und nicht für die enthaltenen Wirkstoffe (BfR, 2010). So kann ein Pflanzenschutzmittel eine Kombination mehrerer Wirkstoffe sein und ebenso ein Wirkstoff in mehreren Pflanzenschutzmitteln enthalten sein. Damit eignen sich die Daten aus überwachten Feldversuchen nur bedingt für die Beschreibung der tatsächlichen Marktsituation in Deutschland, dem in der Pestizidzulassung durch entsprechende konservative Annahmen und Sicherheitsfaktoren Rechnung getragen wird.

Für die Pestizidzulassung sind mindestens 4 überwachte Feldversuche bei Nebenkulturen und mindestens 8 bei Hauptkulturen durchzuführen und der Bewertung zugrunde zu legen (Tucker, 2008). Aus diesen wird dann der Median für die chronische Bewertung bzw. der höchste Rückstand als Ausgangsbasis für die akute Bewertung abgeleitet.

4.1.3 Bundeslebensmittelschlüssel (BLS)

Der Bundeslebensmittelschlüssel (Klemm et al., 1999) bildet die wichtigste Datengrundlage zur Schätzung der Aufnahme von Nährstoffen und Inhaltsstoffen in Deutschland und ist das Standardinstrument für die Auswertung ernährungs-epidemiologischer Studien und Verzehrerhebungen. Neben der Funktion als Nährstoffdatenbank wird er unter anderem für die Beschreibung der Lebensmittel, die in Verzehrerhebungen protokolliert werden genutzt und bildet somit auch eine wesentliche Grundlage für Expositionsschätzungen. Die Pflege, Aktualisierung und Weiterentwicklung der Daten unterliegt seit Mai 2004 der Bundesforschungsanstalt für Ernährung und Lebensmittel in Karlsruhe (BfEL) (Hartmann et al., 2006) heute Max-Rubner Institut (MRI).

Alle im BLS enthaltenen Lebensmittel sind hinsichtlich ihres Gehaltes von 140 Nähr- und Inhaltsstoffen charakterisiert. Dabei wird zwischen ca. 1.200 Basislebensmitteln und über 10.000 zusammengesetzten Lebensmitteln unterschieden.

Während die Nährstoff- und Inhaltsstoffangaben der Basislebensmittel auf recherchierten und gemessenen Werten beruhen, sind die Angaben der zusammengesetzten Lebensmittel mit Hilfe von Nährstofferhaltungs- und Gewichtsausbeutefaktoren aus den Basislebensmitteln berechnet (Hartmann et al., 2008a).

Alle Lebensmittel des BLS werden durch einen 7-stelligen Kode beginnend mit einem Buchstaben gefolgt von 6 Ziffern beschrieben. Dieser Kode dient gleichzeitig als Kategorisierungssystem. Indem die jeweils letzte von „0“ verschiedene Ziffer auf „0“ gesetzt wird, erhält man die nächste Obergruppe dem das jeweilige Lebensmittel zuzuordnen ist. Der Buchstabe an erster Stelle des Kodes beschreibt die Obergruppe des jeweiligen Lebensmittels (z.B. „G“=Gemüse), die zweite Stelle des Schlüssels beschreibt die Nebengruppe (z.B. „G6“=Wurzel- und Knollengemüse) und durch die dritte und vierte Stelle wird das Einzellebensmittel beschrieben (z.B. „G620“=Mohrrübe). Durch die fünfte Stelle wird die industrielle Verarbeitung oder andere Spezifikationen des Lebensmittels dargestellt (z.B. „G6201“=Mohrrübe, frisch), die sechste Stelle des Schlüssels beschreibt die Haushaltszubereitung bei den Einzellebensmitteldatensätzen (z.B. „G62013“=Mohrrübe, frisch gekocht) und unterscheidet bei den Rezeptdatensätzen zwischen der Zubereitung in Haushalt, Großküche oder Gastronomie. Die siebte, letzte Stelle stellt den Gewichtsbezug dar, also z.B. ob sich die Stoffangaben auf das Lebensmittel mit oder ohne Küchenabfall beziehen (z.B. „G620134“=Mohrrübe, frisch gekocht mit Küchenabfall).

4.2 Datenquellen zur Beschreibung von Verzehrshäufigkeiten und -mengen

4.2.1 Ernährungssurvey

Der *Ernährungssurvey* (ES) ist als Modul des Bundes-Gesundheitssurveys 1998 vom Robert-Koch-Institut (RKI) im Auftrag des Bundesministeriums für Gesundheit durchgeführt worden. Erstmalig wurden damit repräsentative Daten über Ernährungsgewohnheiten und Gesundheitszustand für die gesamtdeutsche, erwachsene Bevölkerung erhoben. Der ES umfasst eine disproportionale Teilstichprobe des Bundes-Gesundheitssurveys, die unter Verwendung eines Gewichtungsfaktors repräsentativ hinsichtlich Geschlecht, Alter und Bundesland ist (Mensink et al., 1998; Mensink et al., 1999; Mensink et al., 2000).

Als Ernährungserhebungsmethode wurde im ES die retrospektive Methode der „Dietary History“ (Ernährungsgeschichte) verwendet. Diese ist gut geeignet, um den langfristigen Verzehr für große Bevölkerungsgruppen zu schätzen. Für die Umsetzung und Unterstützung der Methode wurde im ES ein computergestütztes Programm mit dem Namen „*Dietary Interview Software for Health Examination Studies 98*“ (DISHES 98) entwickelt (Mensink et al., 2001). Diese Software reagiert auf die an retrospektive Studien geknüpfte Problematik des Erinnerungsvermögens der Probanden (Willet, 1998). Im Programm DISHES 98 wird das Erinnerungsvermögen der Teilnehmer unterstützt, indem sie durch einen üblichen täglichen Mahlzeitenablauf geführt werden. Für jede Mahlzeit werden die verzehrten Lebensmittel, deren Verzehrshäufigkeit in den letzten 4 Wochen und eine übliche Portionsgröße abgefragt. Für die Erfassung der Portionsgrößen stand während des Interviews außerdem ein Mustergeschirr zur Verfügung (Mensink et al., 2002). In den Hauptmasken von DISHES 98 sind Obergruppen von erfahrungsgemäß häufig verzehrten Lebensmitteln zur Auswahl vorgegeben. Diese können in einer weiteren Maske bis hin zu einer Recherche im BLS konkretisiert oder ergänzt werden.

Aufnahmeschätzungen auf Basis des ES, z.B. für Vitamine und Mineralstoffe, sowie der Lebensmittelverzehr sind in einer Reihe von Publikationen durchgeführt worden. Demnach stehen für Lebensmittelobergruppen Angaben für Mittelwerte, Standardabweichungen und Perzentile nach Altersgruppen und Geschlecht zur Verfügung (Mensink et al., 2002). Für die Risikobewertung sind die in der Ernährung verwendeten Obergruppen jedoch oft zu grob und führen zu teilweise unsinnigen Überschätzungen, so dass für die Arbeit auch auf die individuellen Einzeldaten des ES zurückgegangen wird.

4.2.2 Nationale Verzehrsstudie I

Die *Nationale Verzehrsstudie I* (NVS I) ist eine repräsentative Studie zum Lebensmittelverzehr in der Bundesrepublik Deutschland. Sie wurde zwischen 1985 und 1989 in den alten Bundesländern erhoben (Adolf et al., 1995). Die NVS I wurde durch die Universität Giessen betreut und die Feldarbeit gemeinsam mit der Gesellschaft für Konsumforschung (GfK) durchgeführt. Die Ergebnisse sind in einem Public-Use-File und im Rahmen der VERA-Schriften Reihe (z.B. Hesecker et

al., 1994) umfangreich publiziert. Befragt wurden 23.209 Personen ab 4 Jahren. Die Befragten führten über 7 Tage ein Protokoll, in das alle verzehrten Lebensmittel mit ihrer abgewogenen Menge eingetragen wurden. Somit handelt es sich um eine prospektive Erhebung. Damit sind die Daten der NVS I geeignet, die Portionsgröße einer einzelnen Mahlzeit zu bestimmen, da die Erhebung tageweise und durch genaues Auswiegen erfolgt ist. Dies ist im ES nicht möglich, da hier ein bereits über vier Wochen gemittelter Verzehr erfasst wird. Für die Bewertung akuter und mikrobieller Risiken werden jedoch exakt ausgewogene Einzeltagesverzehrsmengen benötigt (EFSA, 2008a). Ebenso haben die Daten aus prospektiven Protokollmethoden den Vorteil, dass die Lebensmittelbeschreibung (z.B. Art der Konservierung, Art der Zubereitung, Herkunft, Markennamen, Verpackungen) spezifischer erfolgen kann, was ebenfalls wesentliche Informationen für eine Risikobewertung sein können. Aufgrund dieser Vorteile für die Risikobewertung haben die Daten der NVS I ebenfalls Eingang in Datensammlungen zur Setzung von Standards in der Expositionsbewertung gefunden (AUH 1995; Mekel et al., 2007), weshalb sie hier erwähnt sind. Dennoch werden sie in der qualitativen Bewertung nicht berücksichtigt, da die Daten nicht repräsentativ für das heutige Bundesgebiet und mit der NVS II und ESKIMO aktuellere Daten für die entsprechenden Altersgruppen vorliegen.

4.2.3 VELS-Studie

Das im Zusammenhang mit der NVS I beschriebene Problem der Notwendigkeit von Einzeltagesverzehrsmengen als Grundlage für akute Risikobewertungen wurde für die Pestizidbewertung von Kleinkindern und Säuglingen durch die VELS-Studie (*Verzehrsstudie zur Ermittlung der Lebensmittelaufnahme von Säuglingen und Kleinkindern für die Abschätzung eines akuten Toxizitätsrisikos durch Rückstände von Pflanzenschutzmitteln*) aufgegriffen (Heseker et al., 2003). Diese wurde im Auftrag des Bundesministeriums für Ernährung und Landwirtschaft (BMEL) an der Universität Paderborn in den Jahren 2001/2002 durchgeführt. In die Studie eingeschlossen wurden 816 Säuglinge und Kleinkinder im Alter von 6 Monaten bis unter 5 Jahren ermittelt. Dabei führten die Eltern zweimal im Abstand von mehreren Monaten über 3 Tage ein Ernährungsprotokoll mit nach Möglichkeit ausgewogenen Portionsmengen. Die derart erhobenen Daten wurden anschließend auf

unverarbeitete Lebensmittel zurückgerechnet und in die für die Pestizidzulassung relevanten Lebensmittelgruppen zusammengefasst. Die darauf basierend berechneten Kenngrößen der Daten für die chronische und akute Risikobewertung von Pestiziden in Deutschland sind allgemein zugänglich (Banasiak et al., 2005; BfR, 2009a).

4.2.4 Nationale Verzehrsstudie II

Mit der *Nationale Verzehrsstudie II* (NVS II) wurden 2006 aktuelle und repräsentative Daten über die Ernährung von Jugendlichen und Erwachsenen in Deutschland erhoben. Hierzu wurden 20.000 Personen der deutschsprachigen Bevölkerung ab 14 Jahren bundesweit befragt. Die Studie wurde im Auftrag des BMEL federführend durch das Max-Rubner-Institut (MRI, ehemals Bundesforschungsanstalt für Ernährung und Lebensmittel BfEL) durchgeführt. Die Feldarbeit wurde von TNS Healthcare übernommen (Brombach et al., 2006). Zur Erfassung der Verzehrsmengen wurden dabei drei unterschiedliche Erhebungsmethoden eingesetzt, um die verschiedenen Vor- und Nachteile der einzelnen Methoden berücksichtigen zu können. Nach Möglichkeit haben alle Probanden an einem face-to-face-Interview mittels der DISHES-Software zur Ermittlung der „Dietary History“ teilgenommen, sowie an zwei an unabhängigen Tagen stattfindenden telefonischen 24h-Recalls (Bauch et al., 2005; Krems et al., 2006). Eine zufällige Unterstichprobe von ca. 1.000 Personen führte zudem zwei Wiegeprotokolle über jeweils vier Tage durch. Aufgrund der verschiedenen Methoden stehen einerseits vergleichbare Daten zur NVS I (Wiegeprotokoll), als auch zum Ernährungssurvey (Dietary History) zur Verfügung und andererseits wird die Grundlage für ein zukünftiges Ernährungsmontoring an die Empfehlungen des EFCOSUM-Projektes angepasst (TNO, 2001; Brussaard et al., 2009) und erfüllt damit auch die von der EFSA 2009 herausgegebenen Empfehlungen (EFSA, 2009). Die verschiedenen Methoden berücksichtigen auch über die Ermittlung des Ernährungsstatus hinausgehende zusätzliche Anforderungen aus der Risikobewertung. So ist es möglich, langfristige und kurzfristige Verzehrsmengen abzuschätzen, in denen die intraindividuelle Variabilität soweit wie möglich erfasst wurde. Die Wiegeprotokolle ermöglichen zudem eine Überprüfung, Aktualisierung und zielgruppenspezifische Definition von Portionsgrößen. Auch bei der Erfassung der Informationen zur Beschreibung der Lebens-

mittel wurden spezielle Anforderungen der Risikobewertung berücksichtigt. Durch die große Anzahl an Probanden ist die Voraussetzung geschaffen, sowohl eine breite Palette der Lebensmittel in der Stichprobe abzubilden, als auch die Möglichkeit einige, wenn auch nicht alle, Risikogruppen getrennt zu untersuchen. Ergebnisse zum Lebensmittelverzehr sind für die „Dietary History“-Interviews (MRI, 2008a; Hilbig, 2009) und die 24h-Recalls (EFSA, 2009) publiziert.

4.2.5 *ESKIMO*

Mit dem Abschluss der NVS II und der VELS-Studie stehen in Deutschland für nahezu alle Altersgruppen Daten zur Verfügung. Ausgenommen ist die Gruppe der 5 bis 13-Jährigen Kinder und Jugendlichen. Da diese Altersgruppe erfahrungsgemäß ein anderes Verzehrverhalten aufweist, als die erwachsene deutsche Bevölkerung und als Kleinkinder, wurde zur Schließung dieser Datenlücke die ESKIMO-Studie vom BMEL in Auftrag gegeben. Diese Studie wurde gemeinsam vom RKI und der Universität Paderborn durchgeführt. Dazu wurde eine Unterstichprobe des Kinder- und Jugendgesundheitssurvey (KIGGS) (Mensink et al., 2007a) in der Altersgruppe von 6-17 Jahren gezogen. Aufgrund methodischer Überlegungen hinsichtlich der Fähigkeit der Kinder und Jugendlichen bei einer Mitwirkung in einem Interview wurde die Stichgruppe in zwei Altersgruppen unterteilt (6-11 Jahre und 12-17 Jahre). Die jüngere Altersgruppe (bzw. deren Eltern) wurde gebeten ein prospektives Ernährungsprotokoll zu führen. Die Portionsgrößen wurden dabei im Gegensatz zur VELS-Studie und den Wiegeprotokollen der NVS II nicht gewogen, sondern über ein Fotohandbuch geschätzt. Das Protokoll orientiert sich im Wesentlichen an dem im Rahmen der NVS II verwendeten Wiegeprotokoll und erfasst somit für die Risikobewertung wesentliche zusätzliche Informationen zur Lebensmittelbeschreibung. Dieser Teil der Studie wurde von der Universität Paderborn betreut und die erhobenen Daten sind somit weitestgehend vergleichbar zu denen der VELS-Studie und den Wiegeprotokollen in der NVS II. Der Studienteil für die ältere Altersgruppe wurde durch das RKI betreut und lehnt sich in der Methodik weitestgehend an das „Dietary History“-Modul der NVS II an (Mensink et al., 2007b; Stahl et al., 2009). Die Daten der ESKIMO-Studie werden hier nur vorgestellt, um den folgenden Überblick zur Verwendung der Daten in der Risikobewertung zu geben. Eine qualitative Bewertung wird nicht vorgenommen, da die in der

jüngeren Altersgruppe eingesetzte Methodik weitestgehend der VELS-Studie ähnelt und die der älteren Altersgruppe dem Ernährungssurvey. Damit sind die qualitativen Bewertungen dieser beiden Studien entsprechend übertragbar.

4.3 Körpergewicht

In der Risikobewertung werden viele toxikologischen Parameter (ADI, TDI, ARfD) durch das Körpergewicht normiert. Demzufolge wird auch die Exposition meist nicht als reine Aufnahmemenge, sondern als Aufnahmemenge pro Kilogramm Körpergewicht ausgedrückt. Aber auch ohne den Bezug zu toxikologischen Parametern spielt das Körpergewicht als normierendes Maß in vergleichenden Expositionsschätzungen eine wichtige Rolle. So kann beispielsweise die Aufnahme zwischen Männern und Frauen nicht allein auf Basis der verzehrten Tagesmenge verglichen werden. Schlussfolgerungen, die darauf beruhen, dass Männer einen höheren Verzehr haben, sollten dahingehend überprüft werden, inwieweit dies ausschließlich durch den höheren Bedarf aufgrund der unterschiedlichen biologischen Voraussetzungen induziert ist (BfR, 2009b).

Körpergewichte können prinzipiell durch verschiedene Methoden erfasst werden. Zum einen wird in Befragungen oft aus Praktikabilitätsgründen auf eine Selbstanzeige der Befragten zurückgegriffen. Zum anderen können im Zuge der Befragung auch anthropometrische Messungen zum Einsatz kommen. Es ist bekannt, dass hohe Körpergewichte bei Selbstauskunft systematisch unterschätzt werden, während niedrige Körpergewichte tendenziell überschätzt werden (Crawley et al., 1995; Scholtens et al., 2006), weshalb generell gemessene Werte zu bevorzugen sind. Sowohl im ES, in der NVS II und in der VELS-Studie sind deshalb Körpergewichtsmessungen durchgeführt worden. In der ESKIMO-Studie war es nicht möglich, standardisierte Messungen für Körpergewicht und Körpergröße bei allen Kindern durchzuführen, weshalb beide Größen erfragt wurden (Mensink et al., 2007b).

Wenn die Einzeldaten von Verzehrsstudien nicht verfügbar sind, kann auf publizierte Standards zum Körpergewicht zurückgegriffen werden (AUH 1995; Mekel et al., 2007). Hierbei ist jedoch zu beachten, dass für viele Lebensmittelgruppen von einer Korrelation zwischen Körpergewicht und Aufnahmemenge auszugehen ist.

Bei einer Modellierung wäre eine solche Korrelation entsprechend zu berücksichtigen.

Zur Vermeidung der Unsicherheiten durch unbekannte oder zu schätzende Korrelationen wird empfohlen im Zusammenhang mit Verzehrdaten nach Möglichkeit auf individueller Ebene Verzehrsmenge und Körpergewicht zu dividieren und die so erhaltene neue Variable in Beziehung zu den Daten zum Vorkommen des Agens im Lebensmittel zu setzen.

Aufgrund dessen, dass das Körpergewicht üblicherweise in Verzehrstudien mit erfasst wird, erfolgt die qualitative Bewertung als Kriterium bei den einzelnen Verzehrstudien.

4.4 Verwendete Ansätze zur qualitative Beschreibung von Unsicherheiten in Datenquellen

Wie bereits dargestellt, sind die vorliegenden Konzepte zur qualitativen Beschreibung der Unsicherheiten auf die Bewertung von Einzelwerten im konkreten Bewertungskontext ausgerichtet oder nur für allgemeine Typen von Datenquellen erstellt worden. Für die qualitative Beschreibung der Unsicherheiten von häufig verwendeten deutschen Datenquellen (LM-M, BLS, Verzehrstudien) sollen diese Verfahren angepasst werden. Deshalb wurde aus den vorliegenden drei Konzepten ein eigenes Schema zur Bewertung qualitativer Unsicherheiten konkreter Datenquellen abgeleitet. Dazu wird eine aus allen Konzepten aggregierte Form der Beschreibung genutzt.

Während die WHO (2008) allgemein Unsicherheiten der Expositionsschätzung behandelt, bezieht sich die EFSA (2006) spezifisch auf die Lebensmittelexposition. Damit enthält diese auch eine bereits angepasste Auflistung von möglichen Ursachen von Unsicherheiten bei Schätzung der Lebensmittelexposition, auf die im Folgenden zurückgegriffen werden kann. Die dort erwähnten Unsicherheiten werden für die nationalen Datenquellen ausgeführt und erweitert. Für die Bewertung der Unsicherheiten wird auf das von der WHO (2008) aus dem NUSAP-Ansatz abgeleitete und standardisierte Bewertungssystem zurückgegriffen. Damit werden jeder Unsicherheit drei Scores basierend auf den Grad der Unsicherheit, den Vertrauen in die Wissensbasis und der Subjektivität der Entscheidung zugeordnet. Jedoch lassen sich nicht alle von der WHO und NUSAP formulierten Kriterien auf

allgemeine Datenquellen anwenden. So ist beispielsweise der von der WHO zur Bewertung des Wissensstandes angegebene Aspekt der Plausibilität nicht allgemein auf eine Datenquelle zu übertragen, sondern jeweils nur für einen konkret aus den Daten abgeleiteten Wert zu beurteilen. Damit war es notwendig die einzelnen Punkte, die zur Bewertung eines Scores beitragen zu überarbeiten und zu vereinfachen.

Tabelle 1: Übersichtstabelle zur Bewertung qualitativer Unsicherheiten von Datenquellen adaptiert nach EFSA (2006), WHO (2008) und NUSAP (Sluijs et al., 2005)

Quelle/ Art der Unsicherheit eigene Gruppierung	Typ nach WHO	Typ nach EFSA	Szenario	Verbale Erläuterung	Unsicherheit	
					Grad	Richtung
Stichprobengröße	Parameter	Sampling Uncertainty	Optimum			
			Ungünstigster Fall			
Anteil quantifizier-barer Werte	Parameter	Sampling Uncertainty	Optimum			
			Ungünstigster Fall			
Ausreißer	Parameter	Measurement Uncertainty	Optimum			
			Ungünstigster Fall			
Trennung Unsicherheit und Variabilität	Parameter	Extrapolation Uncertainty	Optimum			
			Ungünstigster Fall			
Möglichkeit des Zugriffs auf Original-Werte	Parameter	Distribution	Optimum			
			Ungünstigster Fall			
Eindeutigkeit der Lebensmittelbeschreibung	Parameter	Ambiguity/ Imprecise description	Optimum			
			Ungünstigster Fall			
Messmethode/ Befragungsmethode	Parameter	Measurement Uncertainty	Optimum			
			Ungünstigster Fall			
Beziehungen zu anderen Datenquellen	Model	Correlation between inputs	Optimum			
			Ungünstigster Fall			
Stand der Wissenschaft						
Subjektivität						

In Tabelle 1 ist das für die Bewertung von Datenquellen vorgeschlagene Schema angegeben. Diese Struktur soll im Folgenden für die deutschen Datenquellen angewendet werden. In Abbildung 3 bis Abbildung 5 sind die Kriterien und Skalen aufgelistet, die zur Bewertung der in Tabelle 1 angegebenen drei Scores führen.

Eine Bewertung durch verschiedene Experten, wie als Teil des NUSAP-Ansatzes für einzelne Werte vorgesehen, ist bei der allgemeinen Bewertung von Datenquellen nicht vorgesehen.

Mit dem vorgestellten System zur Unsicherheitsbewertung konkreter Datenquellen, wie sie typischerweise in Expositionsschätzungen genutzt werden, können Unsicherheitsbewertungen in Expositionsschätzungen zukünftig standardisiert und einfach handhabbar bzw. nachvollziehbar angewendet werden.

Eine Bewertung durch verschiedene Experten, wie als Teil des NUSAP-Ansatzes für einzelne Werte vorgesehen, ist bei der allgemeinen Bewertung von Datenquellen nicht sinnvoll anzuwenden. Erst beim Einsatz der Datenquellen für konkrete Fragestellungen ist dieses Element in Erwägung zu ziehen.

Mit dem vorgestellten System zur Unsicherheitsbewertung konkreter Datenquellen, wie sie typischerweise in Expositionsschätzungen genutzt werden, können Unsicherheitsbewertungen in Expositionsschätzungen zukünftig standardisiert und einfach handhabbar bzw. nachvollziehbar angewendet werden.

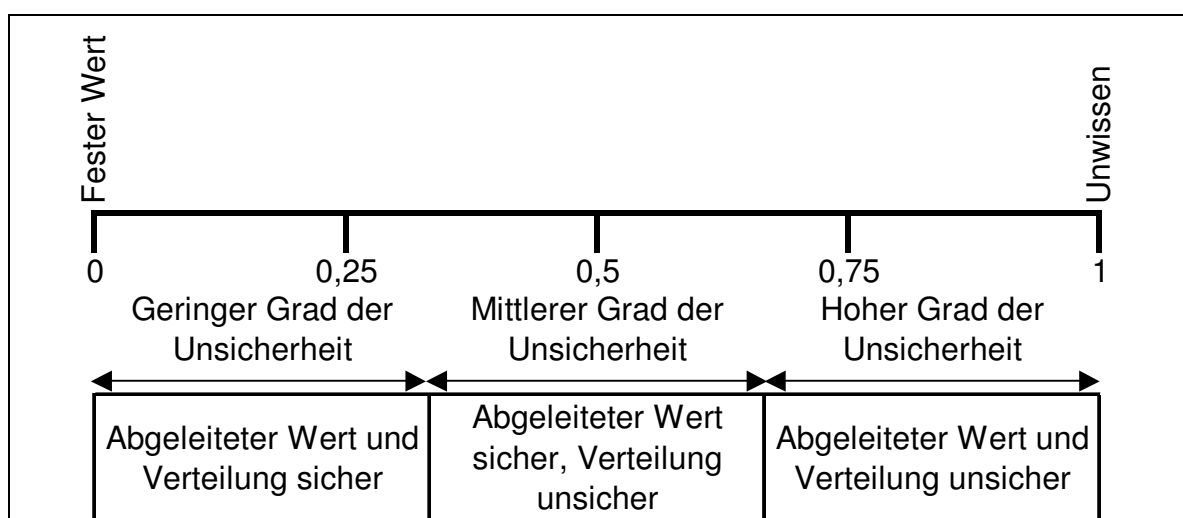


Abbildung 3: Bewertungskriterien und Skala zur Ermittlung des Scores für den Grad der Unsicherheit in Tabelle 1, adaptiert nach WHO (2008) und NUSAP (Sluijs et al., 2005)

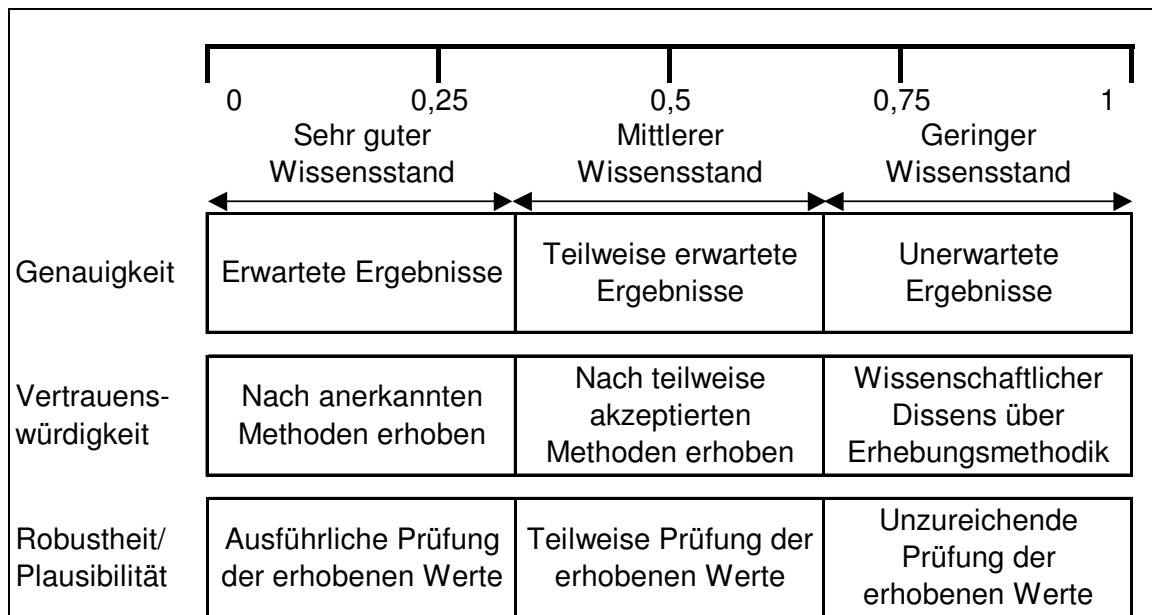


Abbildung 4: Bewertungskriterien und Skala zur Ermittlung des Scores für den Wissensstand in Tabelle 1, adaptiert nach WHO (2008) und NUSAP (Sluijs et al., 2005)

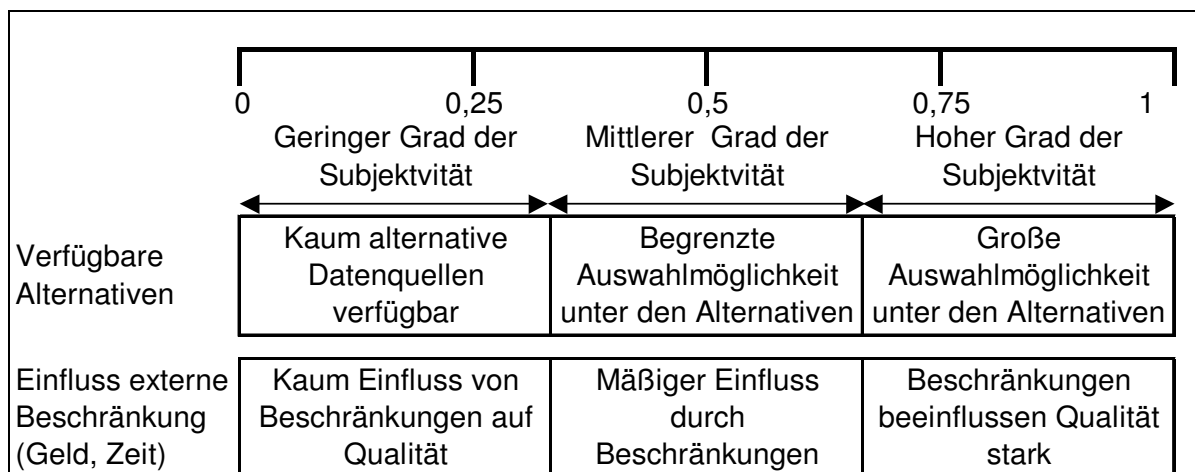


Abbildung 5: Bewertungskriterien und Skala zur Ermittlung des Scores für die Subjektivität in Tabelle 1, adaptiert nach WHO (2008) und NUSAP (Sluijs et al., 2005)

4.5 Verwendete Ansätze zur Schätzung der Parameterunsicherheit in Datenquellen

In diesem Abschnitt werden die für den Ergebnisteil verwendeten Methoden zur quantitativen Unsicherheitsschätzung der Parameter detailliert dargestellt. Es wird ein Excel-Macro vorgestellt, das in Kombination mit @RISK einfache eigene Berechnungen von Konfidenzintervallen ermöglicht. Zudem wird das Programm an-

hand von Daten aus dem Lebensmittel-Monitoring validiert und die Anzahl der benötigten Simulationen für den Ergebnisteil abgeleitet. Da in vielen Fällen ein Zugriff auf die Original-Daten nicht möglich ist, werden zudem Möglichkeiten diskutiert, die in Fällen von nur deskriptiv beschriebenen Datenquellen in der Literatur trotzdem Schätzungen über Unsicherheiten erlauben.

Die Möglichkeit der Einbeziehung von Parameterunsicherheiten hängt unter anderem von der verfügbaren Datenlage ab. Zunächst soll davon ausgegangen werden, dass eigene erhobene oder öffentlich zugängliche Einzeldaten der Stichprobe zur Verfügung stehen. Als Beispiel für das Vorliegen von einzelnen Daten als Grundlage für die Ableitung von Konfidenzintervallen zur Beschreibung von Parameterunsicherheiten werden hier die Daten des Lebensmittel-Monitoring herangezogen. Dabei soll zunächst der Hintergrund der Daten keine Rolle spielen, so dass eine Übertragung auf andere Datenquellen, wie beispielsweise Verzehrdaten, ohne weitere Einschränkungen möglich ist. Die Daten stehen beispielhaft für beliebige zufällig erhobene repräsentative Daten, die mit der kompletten Stichprobenninformation, also allen Einzelwerten vorliegen.

Wie zuvor beschrieben, ist die Simulation über Bootstrap-Verfahren das flexibelste und am vielseitigsten einsetzbare Instrument, zur Bestimmung von Stichprobenfehlern als Parameterunsicherheiten. Mit dem Programm @RISK⁹ steht ein Tool zur Verfügung, mit dem Simulationen in der Excel-Umgebung durchgeführt werden können. Das hat zum einen den Vorteil, dass es für viele Nutzer in einer vertrauten Arbeitsumgebung ausgeführt werden kann und zudem eigene Programmierungen unter Einbindung von @RISK mit der Visual-Basic Makro-Sprache möglich sind. Dieser Vorteil wird in dieser Arbeit genutzt, um ein Tool zu entwickeln und zur Verfügung zu stellen, mit dem auch unerfahrenen Nutzern von @RISK mit wenig statistischen Vorkenntnissen eine einfache Möglichkeit geboten wird Konfidenzintervalle abzuleiten. Dieses Tool wird im Folgenden zur Vereinfachung mit *ConFit* bezeichnet, was von der englischen Bezeichnung „confidence interval fitting“ abgeleitet wurde. Das Tool mit einer Beschreibung zur Installation

⁹ Palisade Corporation, <http://www.palisade.com/risk/>

und Nutzung ist auf einer CD-ROM dieser Arbeit beigelegt. In Abbildung 6 ist die Startmaske von *ConFit* gezeigt.

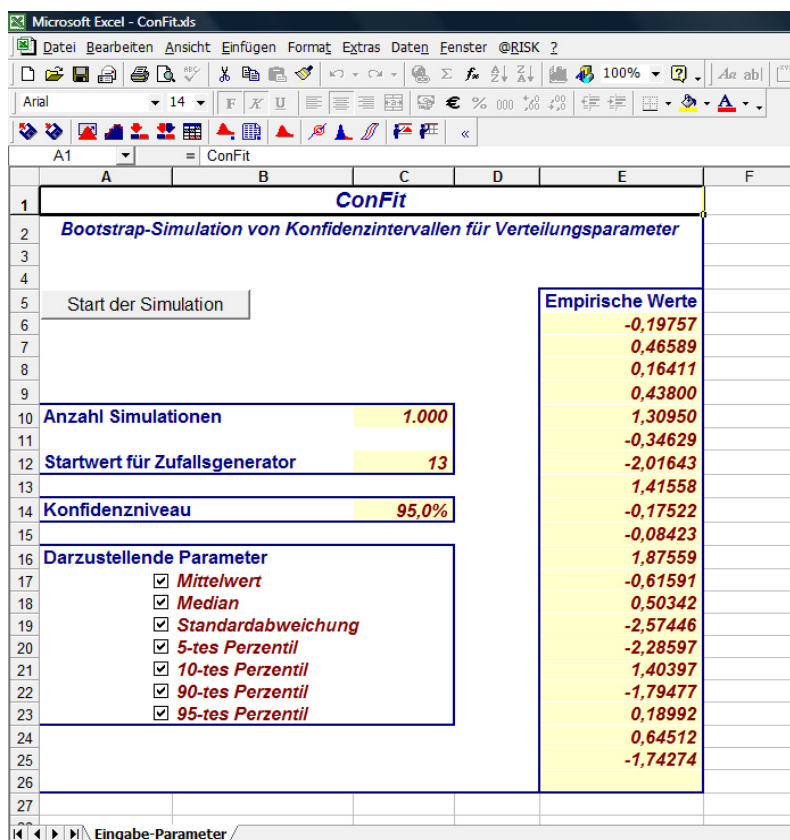


Abbildung 6: Startmaske des Tools *ConFit*

Anhand der Startmaske in Abbildung 6 lässt sich die Nutzung des Tools relativ gut erkennen. In die Spalte „E“ unterhalb des Textes „Empirische Werte“ kann der Nutzer seine Stichprobendaten eingeben. Als Beispielvorgabe sind hier 20 Werte aus einer Standardnormalverteilung bereits eingefügt. Die Anzahl der Stichprobenwerte ist dabei nur durch die Anzahl verfügbarer Zeilen von Excel begrenzt. Optional kann der Nutzer die Anzahl der durchzuführenden Simulationen einstellen, sowie das gewünschte Konfidenzniveau und einen Startwert für den Zufallsgenerator. Zudem kann die Anzahl der auszugebenden Statistiken bestimmt werden. Anschließend wird mit einem Klick auf den Button „Start der Simulation“ die Programmausführung begonnen. Nach Abschluss erhält der Nutzer eine Anfrage unter welchem Dateinamen die Ergebnisse gespeichert werden sollen. Das Ergebnis-File besteht aus zwei Tabellenblättern. Das erste Tabellenblatt dokumentiert die Eingabeparameter für die Simulation, während auf dem zweiten Tabellen-

blatt die Konfidenzbereiche für die ausgegebenen Statistiken tabelliert sind. Ein Beispiel für ein Ergebnis-Tabellenblatt ist für das obige Beispiel in Abbildung 7 dargestellt.

Im Folgenden werden die im Tool *ConFit* umgesetzten Algorithmen näher beschrieben. Wie in Abbildung 7 ersichtlich werden zwei Typen von Konfidenzintervallen angegeben. Das geht auf zwei unterschiedlich implementierte Algorithmen zurück. Zunächst ist die Standard Bootstrap Idee umgesetzt worden. Aus den empirischen Daten werden entsprechend der Anzahl der vom Nutzer vorgegebenen Simulationen (nachfolgend mit S bezeichnet) S Stichproben s_j ($j=1, \dots, S$) gezogen. Alle dieser Stichproben s_j haben dieselbe Größe, wie die Ausgangsdaten (Stichprobenumfang nachfolgend mit n bezeichnet) und entstehen durch „Ziehen mit Zurücklegen“. Das heißt, ein Wert aus der Ausgangsstichprobe kann mehrfach in einer der simulierten Stichproben s_j vertreten sein. Auf diese Art wird simuliert, dass eine Wiederholung der Stichprobenziehung eine veränderte Zusammensetzung der Stichprobe ergibt, also der Stichprobenfehler abschätzbar ist. Für jede der Simulationen s_j werden dann die benötigten Schätzer \hat{e}_j für die Statistiken mit Hilfe der Excel-Funktionen berechnet. Damit liegen beispielsweise für den Mittelwert S verschiedene Schätzwerte vor. Aus diesen können nun die Konfidenzintervalle berechnet werden. Diese ergeben sich als $(1-\alpha/2)$ - und $\alpha/2$ -Quantile der \hat{e}_j entsprechend des gewünschten Sicherheitsniveaus $(1-\alpha)$, so dass beispielsweise 95% aller Werte \hat{e}_j zwischen den ermittelten Konfidenzschranken liegen. Wie in Abbildung 7 ersichtlich werden als Ergebnis der statistische Kennwert der Ausgangsdaten \hat{e} , der Mittelwert der statistischen Kennwerte der S Simulationen

$(\bar{\hat{e}} = \frac{1}{S} \sum_{j=1}^S \hat{e}_j)$ und die untere sowie obere Konfidenzschranke angegeben. Zusätzlich

wird die absolute Breite des Konfidenzintervalles und die relative Abweichung zum statistischen Kennwert der Ausgangsdaten \hat{e} errechnet. Für letztere Angabe wird bei nichtsymmetrischen Konfidenzintervallen der größere Abstand angegeben. Der Algorithmus dieses Verfahrens und der Ermittlung der BC_a -Korrektur, auf die im Folgenden eingegangen wird, ist schematisch in Abbildung 8 dargestellt.

	A	B	C	D	E	F	G	H
	Nr. der Simulation	Mittelwert	Median	Standardabweich.	5-tes Perzentil	10-tes Perzentil	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
1								
2	Original-MW	-0,171	0,040	1,308	-2,300	-2,043	1,405	1,439
3	Untere Grenze KI	-0,726	-0,616	0,925	-2,574	-2,574	0,502	0,503
4	Mittelwert	-0,181	-0,038	1,269	-2,423	-2,184	1,246	1,473
5	Obere Grenze KI	0,349	0,466	1,590	-1,795	-0,616	1,876	1,876
6	Breite des KI	1,075	1,082	0,665	0,780	1,959	1,373	1,372
7	Maximale Breite oben/unten in %	-324,4%	1642,1%	29,3%	-22,0%	-69,9%	64,2%	65,0%
8	BC-Korrektur							
9	alpha1	2,7%	7,0%	4,5%	16,3%	13,3%	9,0%	5,8%
10	alpha2	97,7%	99,3%	98,8%	99,9%	99,8%	99,6%	99,7%
11	Untere Grenze KI	-0,725	-0,346	0,966	-2,574	-2,574	0,503	0,645
12	Obere Grenze KI	0,351	0,503	1,613	-0,616	-0,336	1,876	1,876
13	Breite des KI	1,076	0,850	0,646	1,959	2,239	1,372	1,230
14	Maximale Breite oben/unten in %	-323,6%	1160,5%	26,1%	-73,2%	-83,6%	64,2%	55,2%
15								
16								
17								
18								
19								

Abbildung 7: Beispiel der Ergebnisdatei des Tools *ConFit* – Tabellenblatt zur Dokumentation der Eingabe-Parameter

Einen detaillierten Einblick in die Idee der Bootstrap-Verfahren geben Efron und Tibshirani (1993) in ihrem Buch „Introduction to the Bootstrap“. Darin werden verschiedene Varianten des oben dargestellten und in *ConFit* umgesetzten Algorithmus diskutiert. Diese Varianten haben den Vorteil, dass sie den Aufwand an benötigten Simulationen verringern, ab welchem stabile Schätzer zu erwarten sind. Für die Verfahren, für die keine Verteilungsannahme zugrunde gelegt werden muss, werden der sogenannte BC_a - und der ABC-Algorithmus eingeführt. Die Abkürzung BC_a steht dabei für „**B**ias **C**orrected and **a**ccelerated“ und „ABC“ für „**A**pproximated **BC**_a-intervals“. In Excel lassen sich unter Verwendung der Standardfunktionalität lediglich BC_a Konfidenzintervalle berechnen, da für den ABC-Algorithmus auf Taylorreihen zurückgegriffen wird. Ein weiterer Nachteil ist, dass eine stetige Funktion vorausgesetzt wird, so dass im Gegensatz zum BC_a -Algorithmus beim

ABC-Algorithmus keine Bootstrap-Schätzer für den Median ermittelt werden können. Der BC_a -Algorithmus ist wie in Efron und Tibshirani (1993) dargestellt invariant gegenüber Transformationen. Die Konvergenzgeschwindigkeit gegenüber dem wahren Parameter ist zweiter Ordnung, d.h. der Abstand zwischen wahrem und geschätztem Wert konvergiert mindestens so schnell gegen 0, wie die Folge $1/n$.

Die Korrekturfaktoren stellen sicher, dass der Algorithmus auch für Verzerrungen (englisch: bias) im Mittelwert gute Schätzungen liefert, die beispielsweise durch nicht vollständige Repräsentativität verursacht worden sein können. Ein weiterer Korrekturfaktor berücksichtigt die Empfindlichkeit der Varianzschätzung in Abhängigkeit von der jeweiligen Bootstrap-Stichprobe. Beide Korrekturfaktoren werden im Tool *ConFit* wie folgt berechnet.

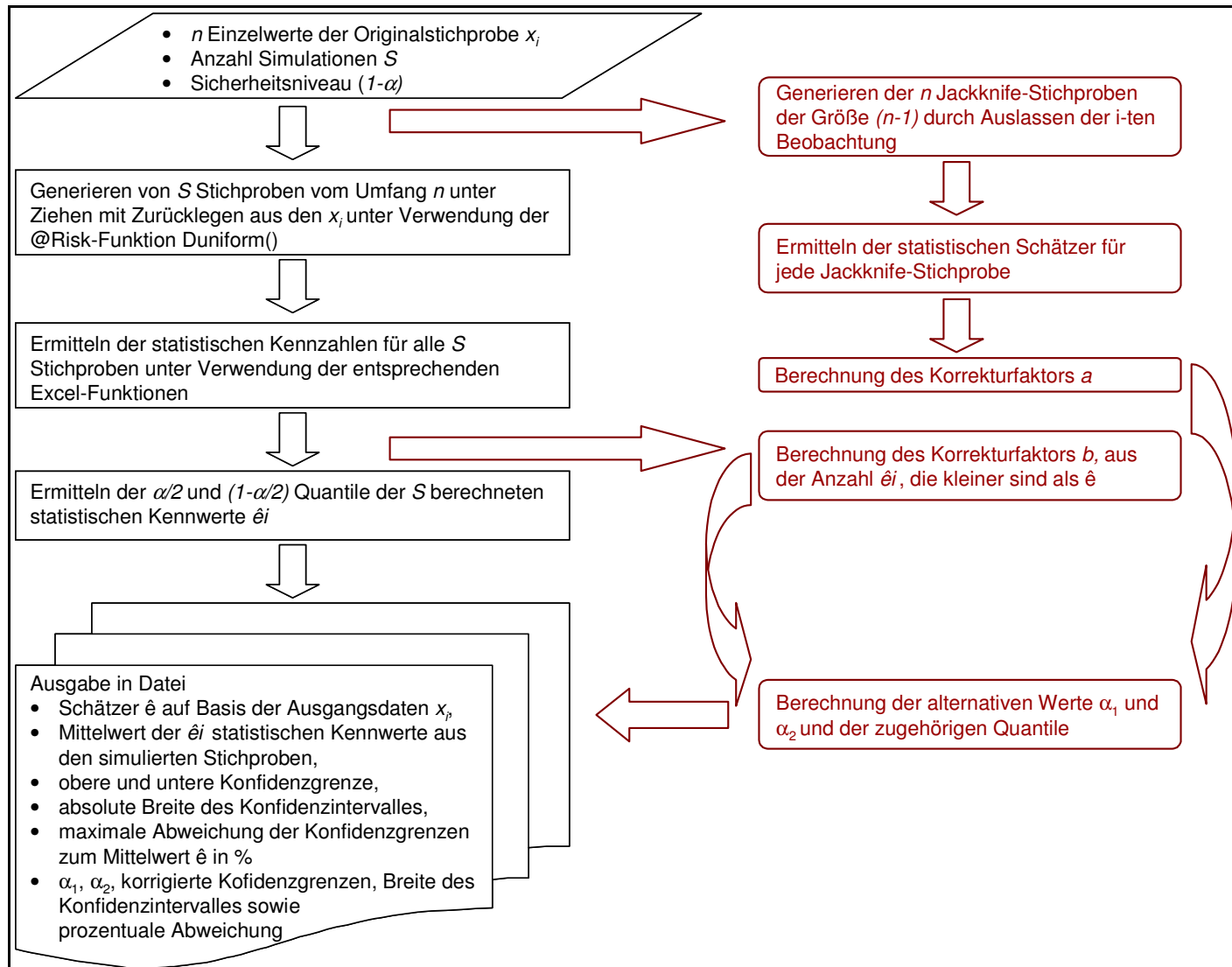


Abbildung 8: Schematische Darstellung der Umsetzung des Bootstrap-Prinzips im Tool ConFit

Die Korrektur bei Verzerrungen b wird dadurch ermittelt, dass nach Berechnung der statistischen Kennzahlen \hat{e}_j für jede der Simulationen s_j mit $(j=1, \dots, S)$ jedes \hat{e}_j mit dem Wert der Ausgangsstichprobe \hat{e} verglichen wird. Der prozentuale Anteil aller Simulationen, die eine geringere Schätzung liefern, als die Ausgangsstichprobe ist ein Maß für die Verzerrung der Stichprobe. Auf diese Prozentzahl wird die inverse Funktion der Standardnormalverteilung angewendet. Liegen keine Verzerrungen in der Stichprobe vor, ist davon auszugehen, dass der Anteil Simulationen, die Schätzer über der Originalstichprobe liefern und der Anteil darunter gleich groß sind, also je bei 50% liegen. Dann ergibt sich der Korrekturfaktor 0. Je weiter diese von 50% abweichen, desto größer die Verzerrung und somit der Korrekturfaktor.

Der Faktor a , der die Empfindlichkeit der Standardabweichung schätzt, wird wie bei Efron und Tibshirani (1993) dargestellt unter Verwendung des Jackknife-Verfahrens ermittelt. Das Jackknife-Verfahren stellt eine Variation der Bootstrap-Idee dar. Dabei wird nicht beliebig aus der Ausgangsstichprobe simuliert, sondern es wird genau ein Wert der Ausgangsstichprobe gestrichen und auf Basis dieser $(n-1)$ -großen Stichprobe wird dann der statistische Schätzer \hat{j}_i bestimmt. Dieses wird für jeden Stichprobenwert x_i wiederholt, so dass n -Schätzer \hat{j}_i generiert werden. Aus diesen wird dann der Faktor a mittels der nachstehenden Formel ermittelt:

$$a = \frac{\sum_{i=1}^n (\bar{j} - \hat{j}_i)^3}{6 * \left(\sum_{i=1}^n (\bar{j} - \hat{j}_i)^2 \right)^{3/2}}.$$

Diese beiden Korrekturfaktoren werden nun genutzt, um anstelle der $\alpha/2$ - und $(1-\alpha/2)$ -Quantile, neue Quantile α_1 und α_2 zu berechnen. Dazu werden folgende Formeln genutzt, in denen Φ die Standardnormalverteilung symbolisiert:

$$\alpha_1 = \Phi \left(b + \frac{b + \Phi^{-1}(\alpha/2)}{1 - a * (b + \Phi^{-1}(\alpha/2))} \right)$$

$$\alpha_2 = \Phi \left(b + \frac{b + \Phi^{-1}(1 - \alpha/2)}{1 - a * (b + \Phi^{-1}(1 - \alpha/2))} \right)$$

Auf Basis dieses Algorithmus sind die entsprechenden Zeilen des Ergebnis-Files generiert (siehe Abbildung 7). Zunächst werden die korrigierten Werte für α_1 und α_2 angegeben. Darunter die korrigierten Konfidenzschranken und die zugehörigen berechneten Abweichungen zum Mittelwert der Ausgangsdaten.

Ein Ziel dieser Arbeit ist es, Unsicherheitsanalysen zu vereinfachen. Mit Hilfe des Tools *ConFit* ist es zukünftig unkompliziert möglich, dass die Angabe von Konfidenzintervallen als Maß der Unsicherheit zum Standard bei der Publikation von Daten im Bereich der Expositionsschätzung wird. Für den Fall, dass keine Einzelwerte vorliegen oder keine Annahme über eine Verteilungsfunktion getroffen werden kann, ist es zusätzliches Ziel, Standardwerte für die Quantifizierung der Unsicherheit abzuleiten, die der Nutzer auch ohne Vorlage der Einzeldaten als Konfidenzintervall nutzen kann. Diese Standardwerte werden im Ergebnisteil in dargestellt.

4.6 Verwendete Ansätze zur Beschreibung von Unsicherheiten über die Verteilungsform

Neben den Unsicherheiten der Parameterschätzungen, die einer Verteilungsschätzung zugrunde liegen, kann es notwendig sein, anstelle ausgewählter Parameter auf die gesamte Verteilung zu sehen (Borgonovo, 2006) und auch die Unsicherheit der Verteilungsform mit zu berücksichtigen. In wenigen Fällen lässt sich eine Verteilungsform mathematisch oder physikalisch begründen, so dass die Wahl der Verteilungsform auch auf Basis des Vorwissens des Modellierers oder allein auf Anpassung an die Daten erfolgt. Theoretisch statistische Verteilungsfunktionen sind eindeutig bestimmt durch die Angabe einer Funktionsgleichung in Abhängigkeit von einem oder auch mehr Parametern, meist jedoch zwei Parametern wie im Fall der Normalverteilung und Lognormal-Verteilung. Deshalb werden die Verteilungen auch parametrische Verteilungen genannt und auf deren Basis

durchgeführte Simulationen werden als parametrische Modellierungen bezeichnet. Die Wahl einer Verteilungsform aus den bekannten statistischen Verteilungen kann umgangen werden, wenn Einzelwerte vorliegen und ein sogenanntes Resampling (Mekel et al., 2007) aus den Daten vorgenommen werden kann. Dies ist eine Form der nichtparametrischen Verteilungsanpassung. In der Statistik gibt es weitere Verfahren der nichtparametrischen Definition von Verteilungsfunktionen, wie beispielsweise die einfachste und bekannteste unter Verwendung eines Histogramms. Diese werden jedoch bislang kaum in der Expositionsmodellierung angewendet und werden deshalb hier nicht weiter diskutiert.

Unabhängig ob parametrisch oder nichtparametrisch durch Resampling, prinzipiell bergen beide Prozesse der Ableitung einer Verteilungsfunktion Unsicherheiten, die über die Parameterschätzung hinaus gehen und in der Verteilungsform begründet liegen.

Zur Darstellung der Unsicherheiten über die Verteilungsform werden die Verteilungsanpassung in der vorliegenden Arbeit mit dem Bestfit-Modul von @RISK¹⁰ unter Verwendung des Anderson-Darling-Tests durchgeführt. Dieser Test legt bei der Bewertung der Güte der Anpassung einen Schwerpunkt auf die Randbereiche der Verteilung (USEPA, 2001). Die Höhe der Unsicherheit, die durch die Auswahl der Verteilungsform induziert wird, wird durch Simulation aus den angepassten Verteilungen und Vergleich der Ergebnisse mit den empirischen Werten abgeschätzt.

Dazu wurden sämtliche im Jahr 1995-2005 auf Kupfer untersuchte Lebensmittel hinsichtlich der Verteilungen auf den ersten drei Rängen nach dem Anderson-Darling-Kriterium untersucht. Die in der Anpassung ausgegebenen Formeln für die parametrischen Verteilungen wurden mit 10.000 Iterationen unter @RISK simuliert. Anschließend wurden die statistischen Parameter Mittelwert, Median, 5-tes und 95-tes Perzentil der simulierten Verteilungen berechnet und hinsichtlich ihrer Abweichung zu den entsprechenden Parametern der empirischen Verteilung ermittelt.

¹⁰ Palisade Corporation, <http://www.palisade.com/risk/>

4.7 Vergleich zweier Ansätze zur Ermittlung der Kurzzetaufnahme

Für Bewertungen akuter Risiken werden üblicherweise die Verzehrstage aller Personen aus einer Studie als unabhängige Tage betrachtet und deren Verteilung analysiert. Das bedeutet, wenn für dieselbe Person an mehr als einem Tag eine Aufnahme eines bestimmten Stoffes innerhalb des Protokollzeitraumes dokumentiert ist, dann werden diese Tage wie einzelne Tage verschiedener Personen gewertet. Damit wird jede hohe Aufnahme als gleich wahrscheinlich angesehen, einen akuten Effekt zu verursachen. Wenn dieselbe Person innerhalb zusammenhängender Protokolltage mehrere hohe Aufnahmen berichtet, kann aber auch argumentiert werden, dass die Wahrscheinlichkeit eines akuten Effektes geringer ist, da ansonsten die wiederholte Aufnahme möglicherweise nicht erfolgen würde. Ein Ansatz, der diese Zusammenhänge berücksichtigen würde ist die Betrachtung der jeweils höchsten Aufnahme pro Person und die statistische Analyse der resultierenden Verteilung. Im Folgenden werden beide Ansätze miteinander verglichen. Dazu wird auf Basis der Daten der VELs-Studie für Kinder von zwei bis unter 5 Jahren die Aufnahme nach beiden Ansätzen berechnet. Als Grundlage werden dabei die in der Pestizidbewertung verwendeten rohen unverarbeiteten Lebensmittel verwendet, wobei alle anderen Lebensmittel zuvor auf diese zurückgerechnet wurden (Banasiak et al., 2005).

Wie im Verfahren zur Bewertung von Pflanzenschutzmittelrückständen üblich, wird das 97.5-te Perzentil für den Ansatz verwendet, dass alle Verzehrstage auch derselben Person wie unabhängige Tage gewertet werden (Banasiak et al., 2005). Bei dem alternativen Ansatz über die Personenebene wird dagegen auf das 95-te Perzentil zurückgegriffen, wie in anderen auf personenbezogenen Stichproben basierenden Bewertungen üblich.

Für die Rechnung der prozentualen Abweichung wurde das 97.5-te Perzentil über alle Verzehrstage aller Personen als Minuend und Quotient verwendet. Das 95-te Perzentil des jeweilig maximalen Verzehrs pro Person im Protokollzeitraum ging als Subtrahend ein.

Für die Prüfung von Mittelwertunterschieden wurden der T-Test mit Bonferroni-Korrektur und der Kruskal-Wallis-Test von SPSS 12.0 (SPSS Inc., <http://www-01.ibm.com/software/analytics/spss/>) genutzt. Die Prüfung der Annahme der Nor-

malverteilung in der Stichprobe erfolgte über grafische Analyse der Box-Plots, Histogramme und Quantil-Quantil-Plots (QQ-Plots) aus SPSS, sowie dem Kolmogorov-Smirnov-Test mit Signifikanzkorrektur nach Lilliefors. Da alle Prüfungen zu denselben Ergebnissen führen, werden in den Ergebnissen nur die QQ-Plots dargestellt.

4.8 Verwendete Ansätze zur Beschreibung der Kumulation von Unsicherheiten

Ein methodisch schwieriges Problem ist die Berücksichtigung der Kumulation mehrerer Unsicherheiten. Im deterministischen Fall führt die Berücksichtigung zu starken Über- oder Unterschätzungen, da hier die oberen und unteren Konfidenzschranken jeweils miteinander multipliziert würden. Deshalb ist hier fast immer eine probabilistische Modellierung der Unsicherheiten angebracht. Auch wenn Konfidenzbereiche nicht auf Basis von Verteilungsinformationen abgeleitet werden konnten, ist unter Annahme einer Gleichverteilung oder Dreiecksverteilung eine entsprechende Modellierung durchführbar. Dies wird anhand des gewählten Beispiels in Kapitel 7 demonstriert.

5. QUALITATIVE UNSICHERHEITEN TYPISCHER DATENGRUNDLAGEN IN DER EXPOSITIONSSCHÄTZUNG

5.1 Daten zu Gehalten von Stoffen in Lebensmitteln

5.1.1 Lebensmittel-Monitoring

Das Lebensmittel-Monitoring stellt eine der umfangreichsten Datenquellen für das Vorkommen von Pestiziden, Schwermetallen und anderen Kontaminanten in Lebensmitteln des deutschen Marktes dar. Dennoch ergeben sich bei der Verwendung der Daten für Expositionsschätzungen Unsicherheiten, welche in den folgenden beiden Abschnitten beschrieben werden.

Der erste Schritt im Rahmen der qualitativen Unsicherheitsanalyse soll unter Anwendung des vorab beschriebenen Clarity-Tests erfolgen. Dabei wird nach dem idealen Versuch gefragt, der nötig ist, um die Belastung der Lebensmittel auf dem deutschen Markt zu beschreiben. Dieser ideale Versuch wird mit dem Untersuchungsdesign des Lebensmittel-Monitoring in Bezug auf unterschiedliche Teilaspekte verglichen. Die betrachteten Teilaspekte orientieren sich dabei an denen im Schema für die qualitative Bewertung vorgesehenen Kriterien. Eine entsprechende Bewertung für diese Kriterien wird abgeleitet und anschließend in Tabelle 3 als Übersicht zusammengefasst.

Generell ist die Bewertung des LM-M hier auf die Nutzung der Ergebnisse auf Expositionsschätzungen zur Bewertung chronischer Risiken ausgerichtet. Deshalb wird als abgeleiteter Wert der Mittelwert in den Mittelpunkt der Unsicherheitsbetrachtung gerückt. Über die Unsicherheiten in der Verteilung ist auch die mögliche Nutzung eines oberen Perzentils bei Langzeitbetrachtungen oder für akute Schätzungen mit betrachtet.

Für die Betrachtungsweise von Langzeitrisiken wäre eine vollständige Beprobung aller Lebensmittel auf dem deutschen Markt aus Verbrauchersicht und somit auch im Sinne des Clarity-Tests als idealer Versuch zu bezeichnen. Da dies aus Kostengründen selbstverständlich nicht möglich ist, wird mit Stichproben gearbeitet. Damit ergibt sich eine Unsicherheit je nach Größe der Stichprobe. Beispielsweise

wird empfohlen, zur Reduzierung von Unsicherheiten eher die Stichprobengröße zu erhöhen, als die analytische Genauigkeit zu erhöhen (Smith et al., 2002).

Die Unsicherheit, die sich aus der Stichprobengröße ergibt, kann im quantitativen Teil durch die Angabe von Konfidenzintervallen berücksichtigt werden (Brattin et al., 1996). Das Stichprobenkonzept des LM-M ist so ausgerichtet, dass durch eine ausreichend hohe Anzahl an Proben sichergestellt wird, dass auch hohe auf dem Markt befindliche Lebensmittel mit ausreichender Wahrscheinlichkeit in der Stichprobe auftreten. Die dafür benötigte Anzahl der Proben ergibt sich aus Berechnungen nach Conover (1971) (siehe auch BVL, 2004). Demnach kann durch eine Stichprobengröße von 236 Proben gewährleistet werden, dass das 98. Perzentil der Grundgesamtheit, mit einer Wahrscheinlichkeit von 95% in der Spannweite zwischen dem kleinsten und dem größten Stichprobenwert liegt. Mit anderen Worten kann durch diese Anzahl von Proben mit 95%-iger Wahrscheinlichkeit gewährleistet werden, dass das 98. Perzentil aller auf dem Markt befindlicher Proben, in der Stichprobe enthalten ist. Damit können Höchstmengenüberschreitungen mit einer hohen Wahrscheinlichkeit aufgedeckt werden, daraus ergibt sich jedoch nicht zwangsläufig eine zuverlässige Schätzung für obere Perzentile im Sinne enger Konfidenzschranken. Es kann beispielsweise der Fall auftreten, dass das 98-te Perzentil der Grundgesamtheit in der Stichprobe enthalten ist, dort aber den Maximalwert darstellt. Damit würde das 98-te Perzentil der Stichprobe geringer sein und zu einer Unterschätzung führen. Für viele Lebensmittel-Stoff-Kombinationen wird (z.B. bei Messwiederholungen eines Lebensmittels in mehreren Jahren) auch von der Stichprobengröße von 236 Proben nach unten abgewichen. Für Trendanalysen wird dies beispielsweise damit begründet, dass es dann nicht das Ziel ist, die Überschreitungsrate von Höchstmengen zu bestimmen, sondern einen zeitlichen Trend für das mittlere Vorkommen zu beobachten. Dafür sind geringere Stichprobenumfänge ausreichend, die jedoch zulasten der Genauigkeit bei der Schätzung des Mittelwertes und der oberen Perzentile gehen. Insgesamt wurde aus den vorgenannten Gründen entsprechend des abgeleiteten Schemas zur qualitativen Beurteilung der Unsicherheit von Datenquellen der Grad der Unsicherheit im optimalen Fall einer Stichprobengröße in Höhe von 236 Proben mit 0,1 als gering eingestuft, da die abgeleiteten mittleren Werte und Perzentile als sicher

anzusehen sind. Dies gilt nur eingeschränkt, wenn die Stichprobenzahl geringer als 236 Proben beträgt, weshalb der Wert für den ungünstigsten Fall entsprechend der Skala in Abbildung 3 mit Wert 0,5 eingestuft wird, da zumindest die Schätzung der Verteilung dann als unsicher anzusehen ist und die Konfidenzbereiche für die Mittelwertsschätzung deutlich breiter werden (siehe Tabelle 3).

Als nächstes soll die Repräsentativität des LM-M bewertet werden. Repräsentativität ist definiert als Grad in dem die Stichprobe charakteristisch für die Grundgesamtheit ist, auf welche die Schlussfolgerungen übertragen werden sollen (Firesstone et al., 1997). Im Sinne von Gehaltsdaten bedeutet dies, dass für eine Betrachtung von chronischen Risiken die Gehaltsdaten auf zufällig erhobenen Proben basieren sollten, die beispielsweise in verschiedenen Regionen, unterschiedlichen Jahreszeiten und von verschiedenen Marken gezogen werden (WHO, 2005). Damit wird klar, dass die Stichprobengröße keine Repräsentativität im Sinne einer prozentual korrekten Abbildung von beispielsweise regionalen Anteilen im Gesamtmarkt garantiert. Zwar wird teilweise auch die Herkunft der zu untersuchenden Lebensmittel über den ADV-Katalog Nr. 10 (BVL, 2009) erfasst, jedoch ist nicht sichergestellt, dass die Verteilung in der Stichprobe den Markt adäquat widerspiegelt. Damit ergibt sich durch die Abweichung vom idealen Versuch eine weitere Quelle für Unsicherheiten. Es ist gezeigt worden, dass nach ökologischen Richtlinien erzeugte Lebensmittel andere Kontamination aufweisen können, als konventionell erzeugte Lebensmittel und beispielsweise geringere Nitratgehalte in Kopfsalat bzw. weniger antibiotikaresistente Bakterien in Schweine- und Hühnerfleisch aufweisen (Hoogenboom et al., 2008). Als weiteres Beispiel können Pestizide angeführt werden. Es ist zu erwarten, dass nach ökologischen Richtlinien erzeugte Lebensmittel geringer mit Pestiziden (Ausnahme der für den ökologischen Landbau zugelassenen Pestizide) belastet sind, als konventionell erzeugte Lebensmittel. Da nicht explizit sichergestellt ist, dass in den Stichproben des LM-M der Marktanteil ökologischer Erzeugnisse korrekt wiedergespiegelt ist, kann es zu Verzerrungen in der Schätzung kommen. Die Richtung der Verzerrung ist dabei unbekannt, im Falle eines zu großen Anteiles ökologischer Erzeugnisse kommt es zu Unterschätzungen, im umgekehrten Fall zu Überschätzungen. Analog sind durch die unterschiedlichen Regulierungen in den jeweiligen Anbauregionen Un-

terschiede in der Höhe und dem Spektrum der eingesetzten Pflanzenschutzmittel zu erwarten, aber nicht repräsentativ ausgesteuert.

Eine repräsentative Erhebung von Gehaltsdaten muss zudem das chemisch-physikalische Verhalten des Agens, die Interaktion mit anderen vorhandenen Substanzen und speziell deren Einfluss auf die Verarbeitungsprozesse sowie während Lagerung und Transport des Lebensmittels berücksichtigen (Renwick et al., 2003).

Es ist aus Kostengründen nachvollziehbar, dass Stichprobenkonzepte in der Lebensmittelüberwachung aus Perspektive des Risikomanagements häufig auf Regionen und Zeiten fokussieren, in denen Verstöße gegen das Lebensmittelrecht vermutet werden. Es bleibt jedoch zu beachten, dass sich damit aus Sicht der Expositionsschätzung erhebliche Unsicherheiten insbesondere in Richtung einer Überschätzung aufgrund von Verdachtsproben ergeben können (Kroes et al., 2002). Auch Verger und Fabiansson (2008) stellen fest, dass bei Ad-hoc-Datenabfragen der EFSA häufig Daten übermittelt werden, die für andere Zwecke als für Aufnahmeschätzungen erhoben wurden. Die Autoren betonen den Nutzen auch solcher Daten, solange der eigentliche Zweck bekannt ist, die resultierenden Unsicherheiten zumindest beschrieben oder bei Vorliegen einer repräsentativen Teildatensatzes quantifiziert werden. Generell leiten Verger und Fabiansson (2008) einen Bedarf für koordinierte Anstrengungen ab, um Stichprobendesign zu standardisieren und besser zu beschreiben.

Bei der Diskussion um die Überarbeitung des Konzeptes für das LM-M von Pflanzenschutzmittelrückständen hat das BfR auf diese Problematik der unzureichenden Sicherstellung der Repräsentativität hingewiesen (Sieke et al., 2008b; Sieke et al., 2008c), so dass in Zukunft verstärkt auf eine repräsentative Verteilung der Stichprobe hinsichtlich dieser beiden Kriterien hingearbeitet werden soll. Das Problem der unzureichend nachgewiesenen Repräsentativität wird durch eine zum Teil unvollständige Dokumentation von beschreibenden Merkmalen der einzelnen Proben verstärkt, die eine zuverlässige Aufklärung der Varianz innerhalb der Stichproben und damit eine Trennung von Variabilität und Unsicherheit kaum ermöglicht. Da die Verzerrung der Struktur der Stichprobe nicht messbar ist, kann auch die Höhe des Einflusses auf das Endergebnis nicht geschätzt werden. Bei einer Stichprobengröße von 236 Proben kann jedoch davon ausgegangen wer-

den, dass der Einfluss für viele Lebensmittel eher gering ist. Dennoch stellt die unzureichende Möglichkeit der Trennung von Variabilität und Unsicherheit einen entscheidenden Nachteil für probabilistische Modellierungen dar. Im Sinne eines idealen Versuches müssten alle Merkmale ausgesteuert und vollständig dokumentiert sein, die Aufschluss über die Quellen von Variabilität in der Stichprobe geben könnten. In diesem Sinne weicht das LM-M vom idealen Versuch ab und demzufolge ist die unzureichend beschriebene Variabilität als Unsicherheit zu werten. Damit ergibt sich nach Abbildung 3 eine Bewertung von 0,25 auch im optimalen, da die die Verteilung aufgrund möglicherweise unzureichend beschriebener Variabilität als unsicher zu werten ist. Im ungünstigsten Fall hat dies auch Auswirkungen auf den eigentlichen Schätzwert, weshalb dieses Merkmal an der Grenze von mittlerer zu hoher Unsicherheit bewertet und mit dem Wert 0,75 eingestuft wurde.

Im LM-M werden auch Agenzien untersucht, die nur sehr selten oder in sehr geringen Mengen in Lebensmitteln auftreten. Dieser Fakt stellt jedoch nicht automatisch eine Quelle für Unsicherheiten entsprechend des abgeleiteten Schemas zur Bewertung qualitativer Unsicherheiten dar. Wenn die verwendeten analytischen Methoden und die daran gekoppelten Nachweis- und Bestimmungsgrenzen sensitiv genug sind, um auch geringe Belastungen aufzudecken, dann ist ein hoher Anteil nicht quantifizierbarer Werte nicht zwangsläufig mit hohen Unsicherheiten verbunden. Die nicht quantifizierbaren Werte können zur Simulation des günstigsten Falles in der Expositionsschätzung alle auf den Wert null gesetzt werden und in einer zweiten Rechnung auf den Wert der Nachweis- bzw. Bestimmungsgrenze. Ergibt sich aus diesen beiden Ansätzen kein wesentlicher Unterschied in der Interpretation der Ergebnisse, so ist die Unsicherheit als gering zu beurteilen, selbst wenn eine große Anzahl Werte nicht quantifizierbar sind. Prinzipiell sind niedrige Nachweis- und Bestimmungsgrenzen insbesondere für viel verzehrte Lebensmittel eine Möglichkeit zur Verringerung der Unsicherheiten in diesem Punkt. Für jede Lebensmittel-Stoff-Kombination ist im LM-M eine mindest einzuhaltende Bestimmungsgrenze festgesetzt (BVL, 2005c). Diese orientiert sich aber oft an der Nachweisbarkeit einer Höchstgehaltsüberschreitung. Das hat zur Folge, dass die Bestimmungsgrenzen der Labors teilweise deutlich unter den Mindestanforderungen liegen, aber teilweise auch diese gerade nur erfüllen. Damit liegen einige ver-

wendete Bestimmungsgrenzen für eine Expositionsschätzung zu hoch und können einen wesentlichen Unsicherheitsfaktor bei der Berechnung darstellen. Das Ausmaß der Unsicherheit hängt daher stark von der Anzahl nicht bestimmbarer Werte ab. Für Daten mit durchgängig niedrigen analytischen Grenzen oder Daten mit einem hohen Anteil bestimmbarer Werte ist die Unsicherheit eher als gering einzustufen, hierfür kann für die Unsicherheit aufgrund nichtquantifizierbarer Werte ein Score von 0,10 abgeleitet. Die Richtung der Unsicherheit kann in diesem Fall nur in Zusammenhang mit dem verwendeten Ansatz zur Berücksichtigung der nichtquantifizierbaren Werte beurteilt werden und hängt somit vom Modellierer und nicht von den Daten selbst ab. Bei Verwendung der halben Bestimmungsgrenze oder der Bestimmungsgrenze als Ersatzwert für nicht bestimmbare Werte ist eher von einer Überschätzung auszugehen.

Im ungünstigsten Fall sind die Bestimmungsgrenzen zumindest einzelner Labors relativ hoch, da sie sich nur an dem Nachweis von Höchstgehaltsüberschreitungen orientieren. Demzufolge wird hier der Wert 0,75 vergeben, da teilweise sowohl der Mittelwert verfälscht sein kann, als auch die Verteilung mit Unsicherheiten behaftet ist. Für Expositionsschätzungen zu Blei, Cadmium, Quecksilber, Dioxine und PCB auf Basis des LM-M wurde eine nicht zu vernachlässigbare Unsicherheit auf Basis des Abstandes zwischen Lower-Bound und Upper-Bound-Schätzung ermittelt (Lindtner et al., 2011; Lindtner et al., 2013a).

Unter Berücksichtigung der durchgeführten Laborvergleichsuntersuchungen kann die Messmethode als hinreichend nah am idealen Versuch angesehen werden. Zwar wird beispielsweise im Fall von Pestiziden mit einer Unsicherheit der einzelnen Messwerte eines Labors von bis zu 60% gerechnet (Gilsbach, 1998), jedoch entsprechen diese den derzeitigen technischen Möglichkeiten und zum anderen kann davon ausgegangen werden, dass sich diese durch wiederholte Messungen und bei größeren Stichproben ausmitteln. Deshalb kann die Höhe der Unsicherheit durch die Messmethode mit einem geringen Wert von 0,10 bewertet werden, da der ermittelte mittlere Wert dennoch als sicher angesehen werden kann und nur geringer Einfluss auf die Verteilung zu erwarten ist. Hier ist nicht nach einem optimalen oder ungünstigen Fall zu unterscheiden.

Die Frage inwieweit Ausreißer als Quelle für Unsicherheit zu betrachten sind, hängt vorwiegend von anderen bereits diskutierten oder noch zu diskutierenden Merkmalen ab. Als Ausreißertest eignet sich am besten die Darstellung der Stichprobenverteilung in Form eines Boxplots (Gessler, 1993). Demnach werden als Ausreißer alle Werte gekennzeichnet, die mehr als das 1,5-fache des Abstandes von 75-tem und 25-tem Perzentil über bzw. unter dem jeweiligen Quartil liegen. Teilweise werden in Abhängigkeit des Vielfachen auch Extremwerte und Ausreißer unterschieden. Auch wenn dieses Verfahren sehr gut geeignet ist, die Verteilung der Stichprobe und den Einfluss einzelner Messwerte auf den Mittelwert oder andere Schätzer zu beschreiben, ist ein Ausreißertest und anschließendes kritikloses Ausschließen der Ausreißer aus der Analyse statistisch gesehen nicht berechtigt. Es kann im Normalfall nicht ausgeschlossen werden, dass auch vereinzelte hohe Messwerte auf dem Markt und demzufolge in der Stichprobe vorliegen. Ist die Stichprobengröße ausreichend groß und sind auffällige Werte überprüft worden, so gibt es in der Regel keinen Anlass am Vorkommen hoher Werte zu zweifeln und demzufolge auch keine Berechtigung diese Werte aus der Analyse auszuschließen. Im Fall von einzelnen Agenzien, wie Mykotoxinen, ist es sogar bekannt, dass Ausreißer zum typischen Bild der Verteilung in Lebensmitteln gehören, so dass sogar besondere Probenahmenvorschriften existieren, um diese punktuellen sehr hohen Mengen auch zu erfassen. Bei ausreichender Stichprobengröße und der Qualitätsprüfung der übermittelten Werte ist die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten von Ausreißern, die aus der statistischen Analyse wegen Zweifeln an der Korrektheit der Werte ausgeschlossen werden sollten, im LM-M als sehr gering einzustufen. Eine daran geknüpfte Unsicherheit ist somit faktisch nicht vorhanden kann somit als sehr gering mit 0 bewertet. Auch wenn die Qualitätsprüfung im optimalen und ungünstigsten Fall gleichermaßen erfolgt, so ist doch im Fall einer geringen Stichprobengröße durchaus ein Einfluss von Ausreißern auf die Mittelwertschätzung und die Verteilung möglich (Lindtner et al., 2012a). Deshalb wird die Unsicherheit im ungünstigen Fall mit 0,75 bewertet.

Unsicherheiten ergeben sich auch durch die bereits beschriebenen unterschiedlichen Zugangsmöglichkeiten zu den Daten des LM-M. Die Nutzung der Daten des LM-M stützt sich vorwiegend auf die vom BVL veröffentlichten Lebensmittel-

Monitoring Berichte und die ergänzend veröffentlichten Tabellenbände (BVL, 2005b; BVL, 2006; BVL, 2007a; BVL, 2007b). Die Tabellenbände des BVL mit Angaben zu den Messungen des LM-M haben einen strukturell standardisierten Aufbau, der Informationen zu folgenden Parametern aufführt. Neben der Gesamtzahl (n) der untersuchten Proben je Lebensmittel und Agens wird die Anzahl der Werte unterhalb der Bestimmungsgrenze (nb), und die Anzahl der Proben unter der Nachweisgrenze (nn) angegeben. Daraus ergibt sich als Differenz die Anzahl der Proben mit quantifizierten Rückständen/Gehalten (b) und deren prozentualer Anteil an der Gesamtprobenzahl (n). Des Weiteren ist die von den teilnehmenden Laboren mindestens einzuhaltende Bestimmungsgrenze (meBG) angegeben. Dieser Wert ist nur bedingt aussagekräftig in Bezug auf die tatsächlichen Bestimmungs- und Nachweisgrenzen. Es gibt also in vielen Fällen auch bestimmbare Werte unterhalb dieser angegebenen Grenze. Als Parameter der Verteilung sind der arithmetische Mittelwert (MW), der Median, das 90. und 95. Perzentil, sowie der größte quantifizierte Wert angegeben. Diese statistischen Parameter beziehen sich auf alle Proben, inklusive der nicht quantifizierbaren oder nicht nachweisbaren Gehalte. Dabei wurde für die nicht nachweisbaren und nicht quantifizierbaren Proben ein vom Labor übermittelter Schätzwert oder die halbe Bestimmungs- bzw. Nachweisgrenze eingesetzt. Da in der Dokumentation nur die mindest einzuhaltende Bestimmungsgrenzen und nicht die individuellen Bestimmungsgrenzen der Labore angegeben sind, hat ein Nutzer der Tabellenbände nicht die Möglichkeit, den mittleren Gehalt der bestimmbaren Werte zu berechnen und eine Sensitivitätsanalyse hinsichtlich des Einflusses der nicht bestimmbaren und nicht nachweisbaren Werte auf das Gesamtergebnis durchzuführen.

In Tabelle 2 wird beispielhaft deutlich, dass allein durch die Dokumentation der Werte unterhalb der analytischen Grenzen Unsicherheiten entstehen. Die Angaben aus dem Tabellenband wurden mit den auf Basis der Einzelwerte ermittelten Statistiken verglichen. Dabei wurden zum einen alle Werte unter der Nachweis- bzw. Bestimmungsgrenze auf den halben Wert der jeweiligen Grenze gesetzt. Vergleichend wurden die nicht bestimmbaren Werte auf die mindest einzuhaltende Bestimmungsgrenze gesetzt. In beiden Berechnungen ergeben sich Abweichungen zum Tabellenband, die sich damit erklären lassen, dass einige Labore

Schätzwerte für die nicht bestimmbar Werte übermittelt haben, die vom BVL statt der halben analytischen Grenzen verwendet wurden. Ebenfalls ist ersichtlich, dass der Unterschied wie zu erwarten bei höherem Anteil der nicht bestimmbar Werte höher ausfällt. Die ermittelten Schätzwerte unter Verwendung der mindest einzuhaltenden Bestimmungsgrenze könnte bei nicht Vorliegen der Einzeldaten verwendet werden, um auf den mittleren Gehalt der bestimmbar Werte zurückzurechnen. Da die mindest einzuhaltende Bestimmungsgrenze jedoch immer über den im Tabellenband verwendeten Werten für die analytischen Grenzen liegt, ergibt die Schätzung in Tabelle 2 höhere konservativere Werte. Gleichzeitig wird der Anteil der nicht bestimmbar Werte am Mittelwert überschätzt und folglich die indirekt auf Basis der mindest einzuhaltende Bestimmungsgrenze berechneten mittleren Gehalte der bestimmbar Werte unterschätzt. Eine solche Überlegung, mit den derart durch die unzureichende Dokumentation implizierten Unsicherheiten umzugehen, würde demnach zu einer Unterschätzung der mittleren bestimmbar Gehalte führen.

Um solche Unsicherheiten zu vermeiden, sind in der Datensammlung des BfR (Lindtner et al., 2006b) zur probabilistischen Nutzung des LM-M die Häufigkeitsverteilungen der verwendeten Werte unter der Nachweis- und Bestimmungsgrenze angegeben. Teilweise wurden in den Tabellenbänden des LM-M keine Werte für die statistischen Parameter angegeben. Dies ist der Fall, wenn für die Berechnung des Median weniger als 50% Werte und für die Berechnung des 90. und 95. Perzentil weniger als 10% bzw. 5% der Werte bestimmbar waren. Dieses Kriterium macht jedoch keine Aussage über die Zuverlässigkeit der einzelnen Werte im Sinne einer Unsicherheitsanalyse. Im Gegenteil suggeriert es, dass für die Schätzung des 95-ten Perzentil weniger Werte benötigt werden, um eine gute Schätzung abzuleiten. Tatsächlich wird jedoch nur vermieden, dass die Perzentile ausschließlich durch die Nachweisgrenze bestimmt werden, in Bezug auf die Genauigkeit der Schätzungen werden allerdings mehr Proben für ein schmales Konfidenzintervall des 95-ten Perzentils benötigt, als für den Median (Frey et al., 1998). Diese Art der Darstellung kann zwar zu Missverständnissen bei der Interpretation der Werte führen, ist aber nicht automatisch eine Quelle für Unsicherheiten.

Tabelle 2: Vergleich des Einflusses der Verwendung der im Lebensmittel-Monitoring Tabellenbänden angegebenen einheitlichen mindest einzuhaltenden Bestimmungsgrenze (meBG) und der Verwendung der individuellen Bestimmungsgrenze der einzelnen Labore für Lebensmittel mit unterschiedlichen prozentualen Anteilen bestimmbarer Werte an der Gesamtprobenzahl (Brühwürstchen, 2005, meBG = 1 mg/kg/ Apfelsaft, 2004, meBG = 0,5 mg/kg/ Qualitätsschaumwein, 2005, meBG = 0,4 mg/kg)

1829000 Kupfer Cu	Anzahl gesamt	Anzahl nicht nachweis- bar	Anzahl nicht bestimmbar	Anzahl bestimmbar	Mittel- wert	Median	90-tes Perz.	95-tes Perz.	Maxi- mum
80500 Brühwürstchen umgerötet									
Tabellenband LM-M, BVL 2004	247	15	80	152	0,63	0,51	1,00	1,16	3,00
Verwendung der halben individuell übermittelten BG	247	15	80	152	0,62	0,51	0,77	1,16	3,00
Verwendung der halben einheitlichen mindest einzuhaltenden BG	247	15	80	152	0,64	0,51	0,77	1,16	3,00
310601 Apfelsaft									
Tabellenband LM-M, BVL 2005	99	50	21	28	0,23	0,25	0,50	0,50	0,80
Verwendung der halben individuell übermittelten BG	99	50	21	28	0,17	0,13	0,25	0,30	0,80
Verwendung der halben einheitlichen mindest einzuhaltenden BG	99	50	21	28	0,24	0,25	0,25	0,30	0,80
334200 Qualitätsschaumwein									
Tabellenband LM-M, BVL 2005	125	34	59	32	0,17	0,20	0,25	0,29	0,99
Verwendung der halben individuell übermittelten BG	125	34	59	32	0,15	0,13	0,20	0,28	0,99
Verwendung der halben einheitlichen mindest einzuhaltenden BG	125	34	59	32	0,21	0,20	0,20	0,28	0,99

Einigen Institutionen, unter anderem dem BfR, stehen auch die Einzeldaten zur Verfügung. Am BfR ist in Ergänzung zu den Tabellenbänden des BVL im Rahmen des Projektes „Bedeutung der probabilistischen Expositionsschätzung für die Bewertung chemischer und mikrobieller Risiken durch Lebensmittel und Haushaltsprodukte.“ eine Sammlung von Datenblättern aufgebaut worden, in der die Voraussetzungen der Nutzung der Daten für probabilistische Expositionsschätzungen gelegt wurden (Lindtner et al., 2006b). Die Datensammlung enthält eine Excel-Datei für jede in den Jahren 1995-2003 untersuchte Agens-Lebensmittelkombination. Ein Datenblatt besteht aus vier Elementen: einer erweiterten deskriptiven Statistik, den Parametern der drei besten angepassten parametrischen Verteilungen, der grafischen Darstellung der besten Verteilungsanpassung und einer Häufigkeitstabelle der nichtnachweisbaren und nichtbestimmbaren Werte. Aus diesem Grund sind in der Datensammlung des BfR zur probabilistischen Nutzung des LM-M die Häufigkeitsverteilungen der verwendeten Werte unter der Nachweis- und Bestimmungsgrenze angegeben. Damit ist es auch ohne das Vorhandensein der Einzeldaten möglich probabilistische Schätzungen durchzuführen. Somit ist durch die Verfügbarkeit und Dokumentation der Daten im optimalen Fall im Prinzip keine Unsicherheit gegeben. Liegen die Einzelwerte oder die Zusatzinformationen des BfR nicht vor, sind die Unsicherheiten mit 0,25 als etwas höher zu bewerten.

Die Lebensmittelbeschreibungen sollten im Sinne eines idealen Versuches möglichst eindeutig sein. Das heißt zum einen, Lebensmittel mit unterschiedlicher Variabilität sollten nicht in Gruppen zusammengefasst werden. Zum anderen ist es wichtig, dass die Lebensmittelbeschreibung eine klare Zuordnung zu anderen Datenquellen ermöglicht. Für viele Lebensmittelgruppen ist die Beschreibung der Lebensmittel hinreichend eindeutig. In diesem optimalen Fall ist keine Unsicherheit zu erwarten. Jedoch existieren auch einzelne Gruppen, bei denen recht grobe Zusammenfassungen möglicherweise unterschiedlich stark belasteter Einzellebensmittel erfolgen. Beispiele hierfür sind die Kategorien: „Schokolade“, „Gewürze, Blätter, Kräuter“, „Säuglings- u. Kleinkindernahrung auf Getreidebasis“, „Rohwürste, streichfähig“, „Brotteig“ oder „Süßwaren aus Rohmassen anderer Art“. So wurde beispielsweise von Goemann gezeigt (Goemann, 2010), dass eine Unterscheidung der Schokoladensorten nach Kakaogehalt notwendig wäre, um eine zuverlässige Schätzung der Exposition gegenüber Cadmium aus Schokolade zu erhalten. Für die Bewertung von Aflatoxin

kann andererseits das Vorhandensein von Nüssen von Bedeutung sein, die sich selten aus der einfachen Benennung des Lebensmittels (z.B. Schokolade) ergibt. Ebenfalls ist für eine Bewertung der Mykotoxine die Art des Getreides in Säuglingsnahrung auf Getreidebasis eine wichtige Information zur Erklärung der Variabilität. In der großen Kategorie „Gewürze, Blätter, Kräuter“ ist zu vermuten, dass diese sehr unterschiedlich gegenüber Nitrat oder auch Pestiziden zu bewerten sind. Dies könnte zum Beispiel der Grund sein, dass in dieser Kategorie die höchste Standardabweichung im Verhältnis zum Mittelwert für die Nitratgehalte auftritt. Damit ist die Lebensmittelbeschreibung je nach Problemstellung und betrachtetem Agens häufig nicht ausreichend, weshalb die Unsicherheit im ungünstigen Fall mit 0,75 bewertet wird. Dieser Unsicherheit kann in einer Schätzung durch Überschätzung Rechnung getragen werden, im Einzelfall aber auch zu Unterschätzungen führen, wenn Variabilität in groben Gruppen nicht bekannt ist oder nicht ausreichend berücksichtigt wird.

Als ein Instrument im Rahmen der Lebensmittelüberwachung werden im LM-M vorwiegend unverarbeitete Lebensmittel beprobt. Daraus ergeben sich Unsicherheiten durch mögliche Veränderungen der Gehalte bis zum verzehrsfertigen Lebensmittel. Hier wäre alternativ die in Deutschland derzeit nicht verfügbare Methode der Total Diet Studie einzusetzen (Lindtner et al., 2013b; EFSA, 2011a).

Das Problem der teilweise unvollständigen und nicht sehr differenzierten Beschreibung der Lebensmittel hat Auswirkungen auf die Kombination zu anderen Datenquellen vor allem zu den Daten aus Verzehrsstudien. Hier ist eine eindeutige Zuordnung nur bedingt gegeben, da für Verzehrsstudien der BLS verwendet wird, um die verzehrten Lebensmittel zu beschreiben, und im LM-M wie beschrieben der ADV-Kode. Da eine eindeutige Zuordnungstabelle fehlt, ist eine manuelle problemorientierte Zuordnung durchzuführen. Diese ist jedoch sehr zeitaufwendig, subjektiv und birgt einen Verlust an Genauigkeit. Analog verhält es sich mit den Kategorien der jeweiligen gesetzlichen Verordnungen der Höchstmengen. Auch hier ist keine eindeutige Zuordnung im Kodiersystem vorgesehen und muss manuell erfolgen. Zudem wird das zu beprobende Stoffspektrum im LM-M aufgrund von Experteneinschätzungen festgelegt. Das führt dazu, dass bestimmte häufig verzehrte Lebensmittel, die als unproblematisch im Sinne von Höchstmengenüberschreitungen gelten, auf bestimmte Agenzien nicht untersucht werden. Da diese häufig verzehrten Lebensmittel jedoch auch bei einer im Verhältnis zur Höchstmenge geringen Belastung einen hohen An-

teil an der Gesamtexposition haben können, ist das Fehlen solcher Werte ebenfalls als Unsicherheit zu werten. Aufgrund der angeführten Aspekte wird die Unsicherheit bei der Kombination mit anderen relevanten Datenquellen im optimalen Fall mit 0,25 bewertet, da es kaum Fälle gibt, bei dem die Gehaltsdaten in der Form erhoben wurden, wie in Verzehrsstudien dokumentiert. Im ungünstigsten Fall kann dies sogar Auswertungen auf die Schätzung der mittleren Exposition haben, weshalb die Unsicherheiten dann als relativ hoch mit 0,75 bewertet werden. Alle Bewertungen für die qualitative Unsicherheit des LM-M sind in Tabelle 3 zusammengefasst.

Die Lebensmittelproben-Vorbereitung erfolgt in akkreditierten Labors nach genormten Vorschriften. Die Analysemethoden entsprechen den Validierungskriterien der Richtlinie 85/591/EWG (EU, 1985) des Rates zur Einführung gemeinschaftlicher Probenahmeverfahren und Analysemethoden für die Kontrolle von Lebensmitteln (BVL, 2005c). Zusätzlich wird die Qualität und Vergleichbarkeit der Untersuchungsergebnisse durch Verwendung geeigneter Referenzmaterialien, durch laborinterne Qualitätssicherungsmaßnahmen und durch Teilnahme der Labors an Ringversuchen sicher gestellt (BVL, 2005a). Die eindeutige Zuordnung der im LM-M behandelten Lebensmittel wird durch die Vergabe von Warenkodex entsprechend des Matrix-Kataloges der Allgemeinen Datenverwaltung (ADV-Kataloge) gewährleistet (Schroeter et al., 1999). Dadurch werden Unsicherheiten durch unterschiedliche Abläufe bei der Untersuchung in den einzelnen Landesuntersuchungsämtern minimiert. Die entstehenden Werte liefern somit ein Höchstmaß an Vergleichbarkeit, Aussagekraft und Zuverlässigkeit. Da die Werte des LM-M ausführlich geprüft und mit zu erwartenden Ergebnissen, sowie Erkenntnissen aus anderen Studien abgeglichen werden und sie zudem nach anerkannten wissenschaftlichen Methoden gewonnen werden, ist die Unsicherheit hinsichtlich des Standes der Wissenschaft als minimal mit 0 zu bewerten. Die Subjektivität bei der Auswahl der Daten für eine Modellierung geht mit 0,25 in die Gesamtbewertung ein. Diese setzt sich aus beiden Teilkriterien zusammen. Zum einen stehen kaum Alternativen zur Verfügung, die systematisch und ansatzweise repräsentativ erhobene Daten zur Verfügung stellen, andererseits könnte das LM-M selbst qualitativ verbessert werden, wenn die Beschränkung durch die Kosten weniger stark ins Gewicht fallen würde. Damit ergibt sich ein qualitativer Unsicherheitsscore für das LM-M von insgesamt 0,20, der die allgemeine Einschätzung der guten bis sehr guten Qualität der LM-M-Daten widerspiegelt.

Tabelle 3: Übersicht qualitative Bewertung der Unsicherheiten im Lebensmittel-Monitoring

Quelle/ Art der Unsicherheit eigene Gruppierung	Szenario	Verbale Erläuterung	Unsicherheit	
			Grad	Richtung
Stichprobengröße	Optimum	Standard abgeleitet von 236, genügend um 98-tes Perzentil mit 95% Wahrscheinlichkeit abzubilden: Mittelwert und Verteilung zuverlässig zu schätzen	0,10	+/-
	Ungünstiger Fall	Geringere Probenzahlen, z.B. zur Untersuchung von Trends: Mittelwert zuverlässig geschätzt, aber Unsicherheiten bei Verteilung	0,50	+/-
Anteil quantifizierbarer Werte	Optimum	Wenn Bestimmungsgrenzen über alle Labors hinweg sehr gering: Mittelwert und Verteilung zuverlässig zu schätzen	0,10	+/-
	Ungünstiger Fall	Wenn Bestimmungsgrenzen einzelner/ mehrerer Labors nur an Höchstgehaltsüberwachung orientiert: Unsicherheiten bei Verteilung und Mittelwert möglich	0,75	+/-
Ausreißer	Optimum	Existieren teilweise, sind aber von BVL und Labors geprüft und bei ausreichender Stichprobengröße: Mittelwert und Verteilung zuverlässig zu schätzen	0	Entfällt
	Ungünstiger Fall	Bei geringer Stichprobengröße: Mittelwert und Verteilung unsicher	0,75	+
Trennung Unsicherheit und Variabilität	Optimum	Bei großer Stichprobengröße und Verteilung über viele Bundesländer: Mittelwert zuverlässig, Verteilung unsicher	0,50	++/--
	Ungünstiger Fall	Nicht ausgesteuert für ökologisch gegen konventionell, nicht für Bundesländer, nicht für Herkunft der Proben (Deutschland, EU, nicht EU), nicht für Marktanteil der Vertriebswege: Mittelwert und Verteilung unsicher	0,75	++/--
Möglichkeit des Zugriffs auf Original-Werte	Optimum	Wenn Einzelwerte oder Informationen zur Probabilistik (BfR) verfügbar: Mittelwert und Verteilung zuverlässig zu schätzen	0	Entfällt
	Ungünstiger Fall	Wenn detaillierte Tabellenbände durch BVL verfügbar: Mittelwert und Verteilung nur mit sehr geringen Unsicherheiten zu schätzen	0,25	+/-
Eindeutigkeit der Lebensmittelbeschreibung	Optimum	Wenn geringe Aggregation in Lebensmittelgruppe und spezifische Beschreibung	0	Entfällt
	Ungünstiger Fall	Wenn grobe Kategorien, wenig spezifische Beschreibung, wie oft bei verarbeiteten Lebensmitteln, Unsicherheiten bei Zuordnung zu BLS	0,75	++/--

Fortsetzung Tabelle 3: Übersicht qualitative Bewertung der Unsicherheiten im Lebensmittel-Monitoring

Quelle/ Art der Unsicherheit eigene Gruppierung	Szenario	Verbale Erläuterung	Unsicherheit	
			Grad	Richtung
Messmethode/ Befragungsmethode	Optimum	Laborvergleichsuntersuchungen sichern vergleichbare Ergebnisse, moderne Standardverfahren, Messunsicherheiten mitteln sich aus	0,10	+/-
	Ungünstiger Fall			
Korrelationen zu anderen Datenquellen	Optimum	Wenn alle viel verzehrten Lebensmittel auch mit niedrigen Gehalten abgebildet sind und keine Unsicherheiten bei der Abbildung der Kodierung auf die Verzehrsdaten besteht	0,25	+/-
	Ungünstiger Fall	Wenn viel verzehrte Lebensmittel unzureichend untersucht wurden und Unsicherheiten bei der Abbildung der Kodierung auf die Verzehrsdaten bestehen	0,75	+/-
Stand der Wissenschaft			0,25	
Subjektivität			0,25	

5.1.2 Bundeslebensmittelschlüssel

Der Bundeslebensmittelschlüssel (BLS) stellt eine wichtige Voraussetzung dar, um Informationen zu den verzehrten Lebensmitteln standardisiert zu erfassen und Angaben zu Nährstoffen zur Verfügung zu stellen. Für die Bewertung der Unsicherheiten wird die Version 3.01 zugrunde gelegt.

Die derzeit im BLS erfassten Werte für Nährstoffe stellen mittlere Gehalte für die jeweilige Gruppe dar, die zum Teil auf gemessenen Werten beruhen, zum Teil über Gar- und Verlustfaktoren und Standard-Rezepturen berechnet wurden. In der Version BLS 3.01 ist die Herkunft der einzelnen Werte nicht dokumentiert. Damit können Unsicherheiten nicht wie im LM-M quantitativ ermittelt werden. Auch für eine qualitative Analyse liegen nur begrenzt Angaben vor. So kann beispielsweise nicht beurteilt werden, inwieweit die Stichprobengröße ausreichend ist, um eine zuverlässige Schätzung des mittleren Gehaltes der Gruppen vorzunehmen. Für die neueren Versionen des BLS soll eine öffentliche Dokumentation über die Quellen zu den einzelnen Nährstoffangaben eingeführt werden und es wurde ein Schema zur Einstufung der Qualität der Werte vorgeschlagen. Darauf basierend könnte die Unsicherheit besser bewertet werden, auch wenn dann davon auszugehen ist, dass nicht zwingend eine Mindeststichprobengröße vorgegeben ist. Derzeit wird die Unsicherheit bzgl. der Stichprobengröße wie in Tabelle 4 ersichtlich mit 0,50 bewertet. Dabei ist eingeflossen, dass der BLS in der derzeitigen Version ohnehin nur mittlere Werte zur Verfügung stellt, die nicht so stark von geringeren Stichprobengrößen beeinflusst werden, wie Perzentile oder Variabilitätsschätzer. Eine Trennung zwischen optimalem und ungünstigem Fall erscheint aufgrund der Informationslage nicht sinnvoll.

Genauso sind keine Informationen über Nachweis- und Bestimmungsgrenzen vorhanden. Aufgrund des ubiquitären Vorkommens der meisten Nährstoffe, der oft größeren Gehalte im Lebensmittel und der verwendeten analytischen Verfahren, wird davon ausgegangen, dass die Nachweis- und Bestimmungsgrenze keinen so hohen Einfluss auf die mittleren Gehalte haben, wie im Fall einiger Agenzien bei der Risikobewertung. Deshalb wird trotz mangelnder Information die Unsicherheit für den BLS in Tabelle 4 mit 0,25 bewertet.

Auch das Vorkommen von und der Umgang mit Ausreißern kann nicht beurteilt werden, jedoch kann auch hier davon ausgegangen werden, dass diese auf den middle-

ren Wert einen nur geringen Einfluss haben und werden deshalb mit 0,25 bewertet (siehe Tabelle 4).

Eine Trennung von Variabilität und Unsicherheit kann nicht vorgenommen werden, da nur ein Punktschätzer vorliegt. Weder die Variabilität noch die Unsicherheit sind in den Werten wiedergespiegelt. Einzig die Angabe eines Wertes für jede Teilgruppe innerhalb der Lebensmittelobergruppen kann im gewissen Maß als Variabilität hinsichtlich der Zubereitung bzw. Konservierung interpretiert werden. Insgesamt ist die Angabe eines einzelnen Wertes jedoch als unzureichend einzustufen, weshalb diese Unsicherheit als relativ groß mit dem Wert von 0,75 in Tabelle 4 eingeht.

Der BLS 3.01 selbst ist öffentlich zugänglich. In Folgeversionen ist geplant die mittleren Werte und Informationen zur Dokumentation der Werte über eine Internet-Plattform frei zugänglich zu machen. Jedoch sind wie bereits beschrieben die Einzelwerte hinter den mittleren Werten nicht zugänglich was zu einer Bewertung der Unsicherheit mit 0,75 in Tabelle 4 führt.

Neben den Nährstoffangaben, die für die Risikobewertung nur bedingt relevant sind, spielt insbesondere der Grad der Detaillierung der Lebensmittel eine wichtige Rolle bei der Bewertung der Unsicherheiten für den BLS. Die Tiefe der Detaillierung der Lebensmittel im BLS orientiert sich vorwiegend daran, homogene Lebensmittelgruppen hinsichtlich der Nährstoffangaben zu bilden. Damit ergibt sich ein unterschiedlicher und teilweise sehr feiner Grad der Detaillierung für die Untergruppen. Für Problemstellungen in denen die Kodierung des BLS ausreicht und die Gehaltsdaten in BLS-kompatibler Form vorliegen wird die Unsicherheit als vernachlässigbar mit 0 gewertet (in Tabelle 4 optimaler Fall). Ein Problem für einige Fragen der Risikobewertung stellt jedoch die Abbildung auf Lebensmittelgruppen der gesetzlichen Verordnungen dar. Insbesondere die im BLS teilweise verwendeten zusammengesetzten LM (z.B. Obstkuchen) sind teilweise zu unspezifisch. Je nach gesetzlichem Hintergrund der Risikobewertung fehlen notwendige Differenzierungsmöglichkeiten hinsichtlich ökologischer oder konventioneller Herstellung, Markennamen, Verpackungsarten oder der Anreicherung mit Nährstoffen. Wenn diese Unterteilungen in Risikobewertungen relevant sind kann der Grad der Unsicherheit, nur mit 0,75 bewertet werden (ungünstigen Fall in Tabelle 4).

Die Messmethoden und die Berechnungsmodelle sind wie bereits beschrieben ebenfalls unbekannt, so dass diese Unsicherheit nur pauschal und ohne Differenzierung nach optimalem und ungünstigem Fall mit 0,75 bewertet werden kann.

Der große Vorteil des BLS ist, dass er als Grundlage in Verzehrsstudien verwendet wird, so dass eine automatisierte Berechnung der Nährstoffaufnahme unkompliziert und ohne zusätzlichen Informationsverlust möglich ist. Nachteile ergeben sich daraus, dass eine Vergleichbarkeit zu Nährstoffangaben aus der Lebensmittelüberwachung durch die verschiedenen Kodiersysteme erschwert ist. Insgesamt wird die Unsicherheit hinsichtlich der Korrelation zu anderen Datenquellen mit 0,25 als relativ gering bewertet.

Der Stand der Wissenschaft wird mit einem geringen Wert für die Unsicherheit von 0,25 bewertet, da aufgrund der fachgerechten Pflege und Betreuung des BLS am MRI davon auszugehen ist, dass die Werte weitestgehend nach anerkannten Methoden erhoben wurden und vor Übernahme in den BLS geprüft sind. Zum anderen ist durch die vielfältige Verwendung des BLS bestätigt, dass die Ergebnisse zumindest in den meisten Fällen den Erwartungen entsprechen.

Auch wenn neben dem BLS andere Nährstoffdatenbanken existieren, so gibt es für die Auswertung von Verzehrstudien kaum Alternativen zum BLS als Standardnährstoffdatenbank. Allerdings ist Quantität und Qualität der hinter dem BLS stehenden Studien durchaus von den verfügbaren Kapazitäten abhängig. Derzeit kann der Bedarf an einer Erweiterung und Aktualisierung der Datenbasis nur eingeschränkt durch die Kapazitäten am MRI gedeckt werden, so dass die notwendigen Weiterentwicklungen trotz aller Bemühungen nicht in der von der Fachöffentlichkeit gewünschten Zeit erfolgen können. Deshalb wird ein Unsicherheitswert von 0,50 vergeben. Somit wird der BLS erwartungsgemäß als mit höheren Unsicherheiten behaftet eingestuft als das LM-M. Dies ist vor allem auf die Nicht-Verfügbarkeit der Einzelwerte, die derzeit fehlende Dokumentation der Werte und den Detaillierungsgrad der Lebensmittelbeschreibung zurückzuführen. Dabei ist zu beachten, dass diese Bewertung auch unter dem Blickwinkel der Risikobewertung erfolgt ist und dass für eine Verwendung zur Schätzung der Nährstoffaufnahme unter Umständen ein niedrigerer Grad der Unsicherheit resultieren würde.

Tabelle 4: Schema zur qualitativen Bewertung des Bundeslebensmittelschlüssels

Quelle/ Art der Unsicherheit eigene Gruppierung	Szenario	Verbale Erläuterung	Unsicherheit	
			Grad	Richtung
Stichprobengröße	Optimum	unbekannt, Dokumentation der Datenquellen erst nach Überarbeitung des BLS geplant	0,50	+/-
	Ungünstiger Fall			
Anteil quantifizierbarer Werte	Optimum	siehe Stichprobengröße, für die meisten Nährstoffangaben aber weniger bedeutsam als für viele Agenzien in der Risikobewertung	0,25	+/-
	Ungünstiger Fall			
Ausreißer	Optimum	nur mittlere Werte angegeben, wie mit Ausreißern bei der Bildung der Mittelwerte umgegangen wurde ist nicht bekannt (siehe Stichprobengröße)	0,10	-
	Ungünstiger Fall			
Trennung Unsicherheit und Variabilität	Optimum	Variabilität ist nicht abgebildet, da lediglich ein mittlerer Wert angegeben wird, auch Unsicherheit nicht beschrieben	0,75	+/-
	Ungünstiger Fall			
Möglichkeit des Zugriffs auf Original-Werte	Optimum	BLS selber mit den mittleren Nährstoffangaben ist allgemein zugänglich, bislang keine Möglichkeit auf Einzelwerte hinter den mittleren Werten zuzugreifen	0,75	+/-
	Ungünstiger Fall			
Eindeutigkeit der Lebensmittelbeschreibung	Optimum	Grad der Detaillierung teilweise sehr fein und für viele Fragestellungen ausreichend, wegen BLS-Kompatibilität der Verzehrsdaten, Unsicherheit sehr gering	0,00	Entfällt
	Ungünstiger Fall	Teilweise zusammengesetzte LM nicht sehr spezifisch, einige notwendige Differenzierungsmöglichkeiten fehlen (z.B. ökologisch/ konventionell, Markenname, Verpackung, Anreicherung)	0,75	++/--

Fortsetzung Tabelle 4: Schema zur qualitativen Bewertung des Bundeslebensmittelschlüssels

Quelle/ Art der Unsicherheit eigene Gruppierung	Szenario	Verbale Erläuterung	Unsicherheit	
			Grad	Richtung
Messmethode/ Befragungs- methode	Optimum	unbekannt (siehe Stichprobengröße)	0,75	+/-
	Ungünstiger Fall			
Korrelationen zu anderen Da- tenquellen	Optimum	Grundlage für Auswertung von Verzehrsstudien durch dortige Nutzung der Ko- dierung	0,25	
	Ungünstiger Fall			
Stand der Wissenschaft			0,25	
Subjektivität			0,50	

5.2 Daten zu Verzehrshäufigkeiten und –mengen

5.2.1 Überblick zur Verwendung der verschiedenen Verzehrstudien in der Risikobewertung

Auch wenn die Daten über Verzehrshäufigkeit und Menge essentiell für die Quantifizierung von gesundheitlichen Risiken durch Lebensmittel sind, kann nicht generell davon ausgegangen werden, dass Verzehrstudien so konzipiert werden, dass sie die Anforderungen der Risikobewertung entsprechend berücksichtigen (Chaisson et al., 1999). Wie bereits bei den vorab vorgestellten Verzehrstudien dargestellt, bringen diese unterschiedliche Voraussetzungen mit, um die Anforderungen spezieller Risikobewertungen zu erfüllen. Drei wesentliche Aspekte von Risikobewertungen, die einen Einfluss auf die Auswahl der am besten geeigneten Verzehrstudie haben, sind die zu bewertende Altersgruppe, der zeitliche Bezug der Wirkung des Agens und die Anzahl und Art der zu berücksichtigenden Lebensmittel.

Zunächst wird die zu bewertende Population festgelegt. Dabei kann der Einfachheit halber entsprechend der verfügbaren Studien in Kinder und Erwachsene unterteilt werden, aber selbstverständlich ist auch eine weitere Eingrenzung innerhalb der Studien möglich. Oftmals wird eine Risikobewertung nicht für die gesamte Population, sondern nur für die jeweils empfindlichste Teilpopulation durchgeführt. Durch eine Einschränkung auf eine empfindliche Teilpopulation, kann die Komplexität und der Aufwand einer Risikobewertung unter Einhaltung des Vorsorgeprinzips sinnvoll reduziert werden. Aus Sicht einer vollständigen Risikobewertung, die möglichst nah an der Realität ist und die volle Breite der Variabilität beschreibt, sind jedoch alle unter Risiko stehenden Teilpopulationen einzubeziehen. Aus Sicht der Exposition sind in vielen Fällen Kinder die am höchsten exponierte Bevölkerungsgruppe, da sie das aus Risikobewertungssicht ungünstigste Verhältnis von Aufnahmemenge und Körpergewicht aufweisen (Banasiak et al., 2010). Demzufolge werden beispielsweise in der Zulassung für Pestizide vorwiegend Daten für Kinder herangezogen. Dabei ergeben sich selbstverständlich Unsicherheiten bei einer Übertragung auf Jugendliche oder Erwachsene. Bestimmte Lebensmittelgruppen (z.B. alkoholische Getränke und Kaffee) werden von Kindern nicht oder nur in so geringen Mengen verzehrt, dass dieses auch nicht durch das ungünstige Verhältnis zum Körpergewicht berücksichtigt ist. Um auf diese Unsicherheiten zu reagieren, wird bei Anwendungen von Pflanzen-

schutzmitteln, die solche Kulturen betreffen, zusätzlich auf Daten von Erwachsenen zurückgegriffen. Von den beschriebenen Verzehrsstudien bilden die VELS-Studie, die NVS I und ESKIMO Kinder in der Altersstruktur ab. Jugendliche werden sowohl in der ESKIMO-Studie (bis 17 Jahre), als auch in der NVS II (ab 14 Jahre) abgebildet.

Beim zweiten Kriterium zur Auswahl der Verzehrsstudie wird entsprechend der Art der Risikobewertung in chronische und akute Risiken unterschieden (WHO, 2008b). Bewertungen akuter und mikrobieller Risiken beziehen sich auf gesundheitliche Effekte, die durch den kurzzeitigen Verzehr eines Lebensmittels ausgelöst werden können. Diese erfordern Verzehrsstudien, in denen Einzeltage und nach Möglichkeit gewogene anstelle geschätzter Portionsgrößen erfasst sind (Boon et al., 2003). Da Verzehrshäufigkeit und -menge für einen einzelnen Tag und spezifische Lebensmittel einer hohen interindividuellen und intraindividuellen Variabilität unterliegen, ist die Generierung von adäquaten Daten hier besonders zeit- und kostenaufwendig. Um die interindividuelle Variabilität abzubilden muss eine große Anzahl Personen befragt werden. Für die angemessene Berücksichtigung der intraindividuellen Variabilität müssen saisonal verteilt mehrere zusammenhängende und nicht zusammenhängende Einzeltage erfasst werden. Die vom EFCOSUM-Projekt empfohlenen zwei 24h-Recalls (Brussaard et al., 2009) genügen nicht, um diese Anforderungen zu erfüllen (Volatier et al., 2002; Counil et al., 2006). Für akute oder mikrobielle Fragestellungen ist die Genauigkeit geschätzter Portionsgrößen nicht ausreichend, da sie die Hochverzehrer nicht mit ausreichender Genauigkeit darstellen (Ambrus et al, 2013).

Chronische Risiken betreffen Effekte, die durch wiederholte Aufnahme eines Agens über einen längeren Zeitraum ausgelöst werden können. Dabei wird unterstellt, dass sich eine kurzfristig hohe Aufnahmemenge kombiniert mit Phasen geringer oder ohne Aufnahme nicht anders auswirkt, als eine über den gesamten Zeitraum gleichmäßig verteilte Aufnahme. Demzufolge wird für die Expositionsschätzungen der Mittelwert der Verzehrsmenge über den erfassten Zeitraum gebildet. Dieser Mittelwert kann prinzipiell aus allen verfügbaren Studien bzw. Studiendesigns geschätzt werden. Über Fotobücher oder Modellgeschirr geschätzte Portionsgrößen sind in diesem Fall exakt gewogenen Mengen nahezu gleich gestellt. Allerdings bedingt die Verwendung von Standardportionsgrößen Unsicherheiten in der Schätzung insbesondere von Hochverzehrern (Karvetti et al., 1992; WHO, 2005). Diese Unsicherheiten

könnten durch die Verwendung von Perzentilen der Portionsgrößen in der Modellierung berücksichtigt werden (Wrieden et al., 2008).

Bei der Berechnung eines langfristigen Mittelwertes ist es das Ziel, den Einfluss der intraindividuellen Schwankungen in der Verzehrsmenge zu minimieren (Hoffmann et al., 2002a). Bei Einzeltagesprotokollen (24h Recalls und Protokollmethoden) kann dies durch eine erhöhte Anzahl von Tagen erreicht werden. Für die Empfehlung von 2x24h Recalls des EFCOSUM-Projektes müssen demzufolge statistische Methoden genutzt werden, die für eine Adjustierung hinsichtlich der zu hoch geschätzten intraindividuellen Variabilität (z.B. mittels des Nusser-Verfahrens) sorgen (Nusser et al., 1996; Hoffmann et al., 2002b; Carriquiry et al., 2003; Dodd et al., 2006; Tooze et al., 2006; Haubrock et al., 2009). Voraussetzung ist das Vorliegen von Informationen über den langfristigen Verzehr, z.B. über einen zusätzlichen Verzehrshäufigkeitsfragebogen (FFQ). Bei Nutzung dieser Informationen konnte bereits für einfache Methoden eine Verbesserung der Schätzung gezeigt werden (Institute of European Food Studies, 1998). Diese Verfahren erreichen eine gute Approximation für Lebensmittel, die häufig von einem hohen Prozentsatz der Bevölkerung verzehrt werden und bei denen das Verhältnis der intraindividuellen Variabilität zur interindividuellen Variabilität nicht zu hoch wird (Hoffmann et al., 2002a). Diese Voraussetzungen sind für viele Nährstoffverteilungen und grobe Lebensmittelgruppen (z.B. Gemüse) erfüllt. Bei vielen Problemstellungen in der Risikobewertung spielen jedoch Lebensmittelgruppen mit sehr wenigen und speziellen Lebensmitteln eine Rolle. Für diese ist das Verhältnis von intraindividueller zu interindividueller Variabilität wesentlich ungünstiger, was auch unter Nutzung der Methode nach Nusser zu einer Unterschätzung der oberen Perzentile bzw. einer Überschätzung der unteren Perzentile führen kann (Hoffmann et al., 2002a; Volatier et al., 2002; Counil et al. 2006). Deshalb sind auch bei der Schätzung des Verzehrs über längere Zeiten in der Risikobewertung Protokollmethoden mit möglichst vielen Tagen kürzeren Studiendauern vorzuziehen (Freudenheim et al., 1987; Block und Hartmann, 1989; Lambe und Kearney, 1999; Lambe et al., 2000; Hoffmann et al., 2002a; Volatier et al., 2002; Carriquiry et al., 2003; Palaniappan et al., 2003). Dabei werden theoretisch in Abhängigkeit des betrachteten Agens oder Nährstoffes bis zu 99 Tagen benötigt (Sempos et al., 1985), aber als nicht praktikabel eingestuft (Counil et al., 2006). Gleichberechtigt dazu stehen Verfahren, wie die „Dietary History“ oder Food Frequency Question-

naires (FFQ), die bereits in der Fragestellung eine Mittelung über längerfristige Zeiträume integrieren, jedoch andere Nachteile wie beispielsweise die wenig detaillierte Beschreibung der Lebensmittel nach sich ziehen (Willet, 1998). In einem direkten Vergleich zu einem 7-Tage-Verzehrprotokoll wurde eine Überschätzung durch eine auf 1 Jahr bezogene „Dietary History“-Methode und eine Unterschätzung durch einen 24h-Recall festgestellt (Karvetti et al., 1981).

Dementsprechend fließt als drittes Kriterium für die Auswahl der am besten geeigneten Studie die Anzahl und der nötige Detaillierungsgrad der einzubeziehenden Lebensmittel in die Entscheidung ein. Wie bereits bei der Diskussion für den Langzeitverzehr beschrieben, kann die zu betrachtende Lebensmittelpalette einen Einfluss auf die Schätzgenauigkeit der Variabilität und Perzentile haben. Hinzu kommt, dass in unterschiedlichen Protokollmethoden der Detaillierungsgrad verschieden erfasst wird. Bei einer Verwendung von 24h-Recalls oder Protokollmethoden, kann die Beschreibung der Lebensmittel sehr detailliert erfolgen, da das Erinnerungsvermögen keine oder nur geringe Verzerrungen bedingt und der Zeitbezug klar definiert ist. Protokollmethoden haben gegenüber 24h-Recalls den zusätzlichen Vorteil, dass der Befragte die Möglichkeit bekommt Informationen zum Lebensmittel nachzufragen (z.B. die zubereitende Person im Haushalt) oder auf der Verpackung nachzusehen. Allerdings beliebt es schwierig, den Befragten zu einer vollständigen Protokollierung aller gewünschten Merkmale anzuregen. Im Gegensatz zu den Protokoll und Recall-Methoden haben Methoden der „Dietary History“ und FFQs den Nachteil, dass Sie stärker vom Erinnerungsvermögen der befragten Personen abhängen und zusätzlich einen Zeitbezug aufweisen, der eine genaue Beschreibung von Lebensmitteldetails erschwert oder unmöglich macht. Ein FFQ unterliegt hinsichtlich der erfragten Lebensmittelpalette praktischen Beschränkungen und somit ist der Detaillierungsgrad nicht beliebig ausdehnbar. FFQs, die das gesamte Spektrum verzehrter Lebensmittel abbilden sollen, sind deshalb für die meisten Fragen der Risikobewertung zu unspezifisch. Für Fragen der Risikobewertung könnten sie jedoch bei „ad hoc“-Befragungen zum Einsatz kommen, in denen die Palette der Lebensmittel problemorientiert beschränkt ist und demzufolge der Detaillierungsgrad soweit erforderlich erhöht werden kann. Bei der „dietary history“ ist die Lebensmittelpalette weniger stark beschränkt, obwohl es auch hier Grenzen der Zumutbarkeit hinsichtlich der Länge des Interviews zu beachten gilt. Eine Beschränkung ergibt sich jedoch aus der

Art der Fragestellung, z.B. „Wie häufig essen Sie folgende Lebensmittel üblicherweise zum Frühstück“. Damit werden eher sporadisch verzehrte Lebensmittel und auch Variationen der vorgegebenen Lebensmittelobergruppen unter Umständen nicht systematisch erfasst. Spezifisch benötigte Informationen, wie die zu Möglichkeiten der Kreuzkontamination während der Zubereitung bei mikrobiellen Fragestellungen oder zur Art der Verpackung können somit nicht erfragt werden.

Je nach dem Vorliegen der Kontaminationsdaten können sich zusätzlich Anforderungen an die Daten aus Verzehrsstudien ergeben. Beispielsweise werden in den Feldversuchen im Zulassungsverfahren für Pestizide vorwiegend Rückstände an unverarbeiteten Lebensmitteln untersucht. Auch für andere Agenzien sind Höchstmengen für Lebensmittel festgelegt (z.B. Mykotoxine in Mais oder Nüssen, E173-Aluminium als Farbstoff in Überzügen und Zuckerwaren zur Dekoration von Kuchen und Feingebäck), die üblicherweise als Bestandteil verarbeiteter Lebensmittel verzehrt werden. Deshalb wurden mit der VELS-Studie nach Abschluss der Feldphase erstmals alle Lebensmittel auf die Kategorien entsprechend der Rückstandshöchstmengenverordnung (Heseker et al., 2003) zurückgerechnet und diese im Zulassungsverfahren zugrunde gelegt. Inzwischen stehen solche Daten auch für die Daten der NVS II und die jüngere Altersgruppe der ESKIMO-Studie zur Verfügung. Das Vorkommen von Zusatzstoffen ist derzeit nur für die Daten der VELS-Studie und der ESKIMO-Studie nachträglich recherchiert und in einer Datenbank dokumentiert worden (Diouf et al, 2013). Prinzipiell ist dies auch für die NVS II möglich, aufgrund des zeitlichen und personellen Aufwandes aber bislang nicht durchgeführt worden. Zusätzlich wurden die Daten der NVS II so aufbereitet, dass eine optimierte Zuordnung zu Lebensmittelgruppen der Höchstgehaltsverordnungen für Umweltkontaminanten vorliegt (Blume et al., 2010, Schwarz et al., 2013, Schwarz et al., 2014).

Wie sich die Datenlage durch die Verfügbarkeit der Daten der ESKIMO-Studie und der NVS II verbessert hat, wird anhand von Abbildung 9 und Abbildung 10 ersichtlich. Eine Übersicht über das Zusammenwirken der drei Kriterien zur Auswahl der besten Studie in Deutschland vor Verfügbarkeit der Auswertungen von NVS II und ESKIMO gibt Abbildung 9, Abbildung 10 stellt dagegen die aktuelle Situation dar. Die drei Entscheidungskriterien und ihre Ausprägungen sind jeweils vertikal mit dunkel- und hellblauen Kästchen dargestellt. Die farbigen Linien kennzeichnen die möglichen Kombinationen der Kriterien mit den entsprechend sich ergebenden Verzehrsdaten. So ist

in Abbildung 9 im Fall der Betrachtung von Kindern sowohl für chronische als auch für akute Risiken die VELS-Studie bei Rückrechnung auf die unverarbeiteten Lebensmittel (markiert mit gelben Pfeilen) bzw. die NVS I für alle anderen Grade der Lebensmitteldetaillierung (grüne Pfeile) am besten geeignet. Bei Erwachsenen steht im Fall von akuten Risiken lediglich die NVS I zur Verfügung (orange Pfeile), ansonsten können je nach Detaillierungsgrad die aktuelleren und repräsentativen Daten des ES oder die Daten der NVS I genutzt werden (blaue Pfeile).

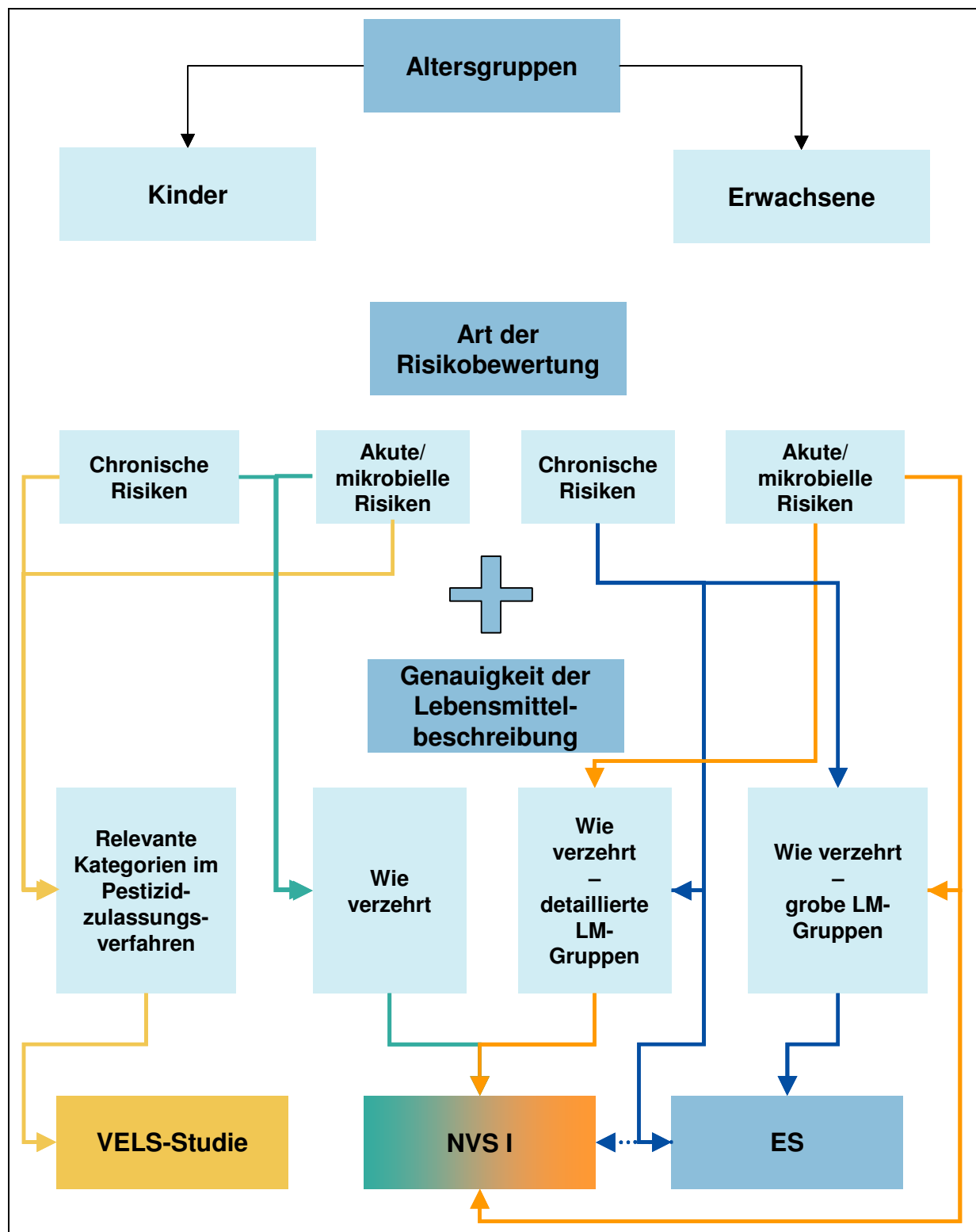


Abbildung 9: Entscheidungsbaum für die Verwendung von deutschen Verzehrsdaten (bevor ESKIMO und NVS II zur Verfügung standen) unter Berücksichtigung von Alter, Art der Risikobewertung und Lebensmittelbeschreibung. Die drei Entscheidungskriterien und ihre Ausprägungen sind vertikal mit dunkel- und hellblauen Kästchen dargestellt. Die farbigen Linien kennzeichnen die möglichen Kombinationen der Kriterien mit den zu verwendenden Verzehrsdaten

Mit Vorliegen der Daten aus der NVS II und der ESKIMO-Studie ergeben sich bessere Möglichkeiten für die Risikobewertung. Eine systematische Nachkodierung und

Aufbereitung beider Datenquellen entsprechend der Höchstmengenregelungen wichtiger Substanzklassen (wie Pestiziden, Kontaminanten, Zusatzstoffen, Tierarzneimitteln und Verpackungen) ist nicht in den Studien selbst vorgesehen, wurde jedoch für die Daten aus den 24h-Recalls und Wiegeprotokollen der NVS II und der EsKiMO-Studie durch die Universität Paderborn im Auftrag des BfR vorgenommen (BfR, 2009a; Diouf et al., 2013). Zusätzlich wurden die Daten der „Dietary History“-Interviews der NVS II auf Höchstgehaltskategorien von Umweltkontaminanten zurückgerechnet (Blume et al., 2010). Damit stehen für alle Altersgruppen die Daten sowohl in Rückrechnung auf die Kategorien zur Bewertung von Pflanzenschutzmittelrückständen, als auch in der protokollierten Form (wie verzehrt) zur Verfügung, weshalb eine Trennung nach diesen Kriterien in Abbildung 10 nicht mehr erforderlich ist. In der NVS II stehen mit den drei Protokollmethoden ausreichende Informationen für akute und mikrobielle Risiken bei Jugendlichen und Erwachsenen zur Verfügung, um die Daten der NVS I vollständig abzulösen. Die ESKIMO-Studie liefert Daten für Kinder, die in der jüngeren Altersgruppe für akute und chronische Risiken, in der älteren ausschließlich für chronische Risiken geeignet sind. Allerdings können für Bewertungen akuter Risiken der Jugendlichen ab 14 Jahre die Daten der NVS II verwendet werden. Für Kleinkinder und Säuglinge stehen weiterhin die VELS-Daten zur Verfügung.

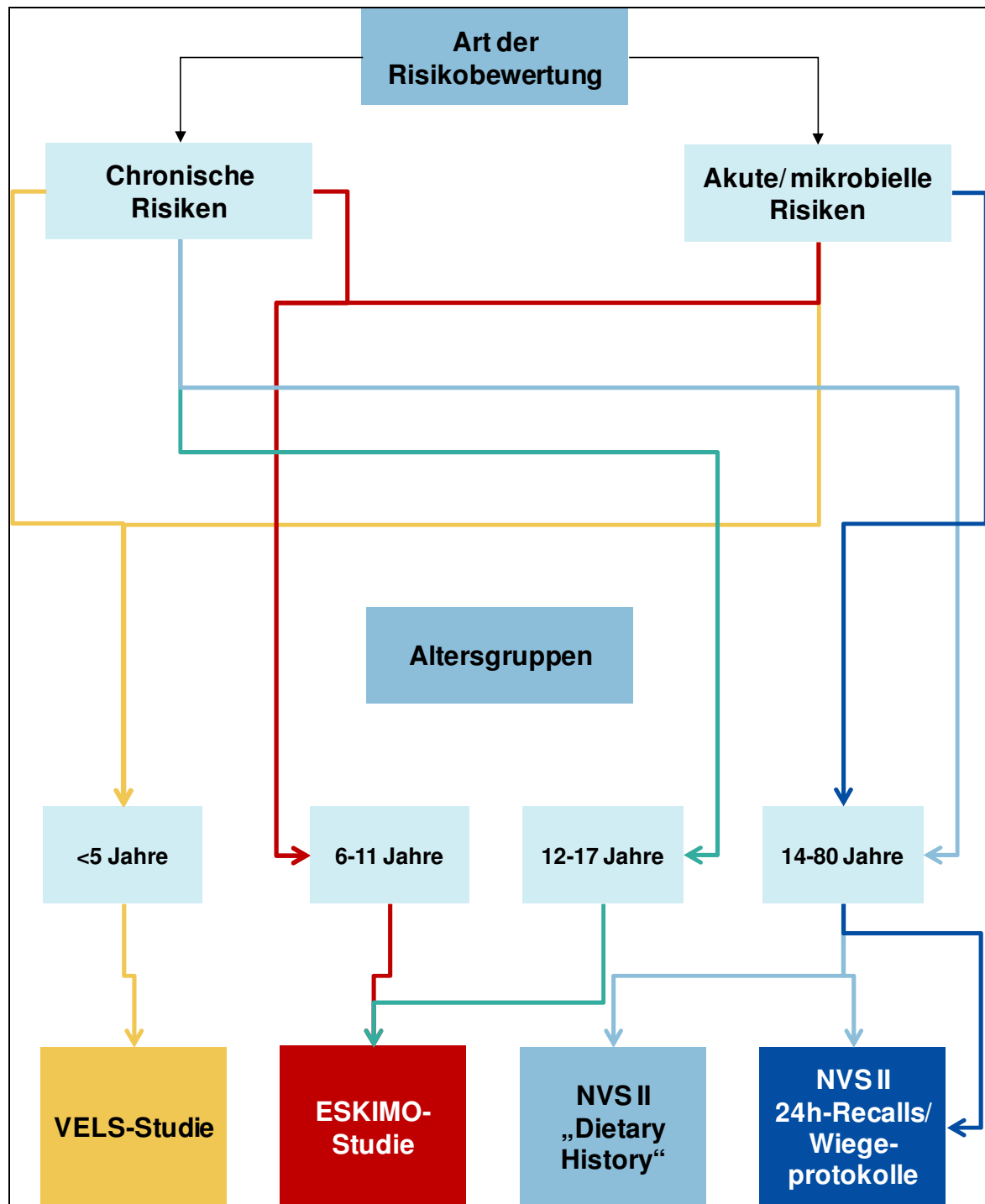


Abbildung 10: Entscheidungsbaum für die Verwendung von deutschen Verzehrsdaten (nachdem ESKIMO und NVS II zur Verfügung stehen) unter Berücksichtigung von Alter und Art der Risikobewertung. Die drei Entscheidungskriterien und ihre Ausprägungen sind vertikal mit dunkel- und hellblauen Kästchen dargestellt. Die farbigen Linien kennzeichnen die möglichen Kombinationen der Kriterien mit den zu verwendenden Verzehrsdaten

5.2.2 Ernährungssurvey

Wie in Abschnitt 5.2.1 dargestellt, wird der Ernährungssurvey (ES) zur Bewertung chronischer Risiken für Erwachsene herangezogen. Demzufolge soll sich auch die qualitative Bewertung ausschließlich auf chronische Risiken beziehen und eventuelle Unsicherheiten bei akuten Bewertungen nicht näher diskutiert werden.

Mit der Stichprobengröße von 4.030 Befragten haben ausreichend Personen teilgenommen, so dass in jeder der vom RKI gebildeten sechs Altersgruppen unterteilt nach dem Geschlecht und ungewichtet 205 bis 504 Personen zugrunde liegen (gewichtet 181 bis 412 Personen). Damit stehen in jeder der Altersgruppen genügend Personen zur Verfügung, um zu zuverlässigen Schätzungen der mittleren Aufnahme zu gelangen und im optimalen Fall ist die Unsicherheit mit 0,1 als gering einzustufen. Müssen andere Risikogruppen betrachtet werden, kann diese Fallzahl möglicherweise zu gering sein. Problematisch kann auch die Schätzung von Lebensmittelaufnahmemengen von speziellen Lebensmitteln werden, die selten oder nur von einem geringen Bevölkerungsteil verzehrt werden. Wie üblich ist die Schätzung oberer oder unterer Perzentile auch hier mit größeren Unsicherheiten behaftet, als die der mittleren Aufnahme in der Bevölkerung. Studien zeigen, dass gerade selten verzehrte Lebensmittel in 24h-Recalls häufig vergessen werden (Karvetti und Knuts, 1985). Die Unsicherheit im ungünstigen Fall wird demzufolge mit 0,75 bewertet (siehe Tabelle 5).

Der Anteil Nichtverzehrer kann durch die „Dietary History“-Methode generell besser geschätzt werden, als durch Protokollmethoden, die sich auf kürzere Zeiträume beziehen. Dennoch gilt auch hier, dass eine Person, die im ES angegeben hat, in den letzten vier Wochen ein Lebensmittel nicht verzehrt zu haben, nicht notwendiger Weise nie dieses Lebensmittel verzehrt. Damit wird der Anteil Verzehrer je nach Breite der auszuwertenden LM-Gruppe teilweise leicht unterschätzt. Deshalb ist im Programm DISHES ein Kurzfragebogen integriert, der für einige typische Lebensmittel noch einmal präzisiert, ob diese tatsächlich nie verzehrt wurden. Somit kann der Grad der daraus resultierenden Unsicherheit in Tabelle 5 als gering mit 0,10 bewertet werden, wenn die Lebensmittel mindestens 1x pro Monat verzehrt wurden. Im ungünstigen Fall seltener verzehrter Lebensmittel kann der Anteil Verzehrer unterschätzt und damit Auswertungen auf Basis aller Befragter unterschätzt werden. Die

sich ergebenden Unsicherheiten betreffen dann sowohl die Verteilung, als auch den Mittelwert und werden mit 0,5 bewertet.

Faktisch ausgeschlossen und in Tabelle 5 mit null bewertet werden können Unsicherheiten aufgrund von Ausreißern. Durch die Durchführung eines persönlichen Face-to-Face-Interviews hatten die sehr gut geschulten Interviewer jederzeit die Möglichkeit, unplausible Werte zu hinterfragen und gegebenenfalls zu korrigieren. Lediglich bei einem geringen Anteil an Verzehrern können Ausreißer auch im Fall, dass es valide Werte sind einen Einfluss auf die Mittelwertschätzung und Verteilung haben. In diesen sehr selten auftretenden Fällen kann die Unsicherheit damit auch bei 0,25 liegen.

Interindividuelle Unterschiede von Verzehrshäufigkeiten und -mengen resultieren vor allem aus dem Einfluss von Alter, Geschlecht und Region. Diese sind durch die repräsentative Erhebung gut im ES abgebildet und können entsprechend in einer Modellierung berücksichtigt werden. Dabei sind höchstens die Fallzahlen für zu detaillierte regionale Auswertungen zu gering. Intraindividuelle Variabilität wird durch die Befragungsmethodik und die Mittelung des Befragten über einen Zeitraum von vier Wochen bereits weitestgehend reduziert, was im Sinne der Verwendung für Bewertungen chronischer Risiken vorteilhaft ist. Saisonale Effekte können nicht als intraindividuelle Variabilität dargestellt werden, da jedes Individuum nur einmal befragt wurde. Dennoch ist die Stichprobe über ein gesamtes Jahr verteilt worden, so dass saisonale Effekte berücksichtigt sind. Diese fließen jedoch fälschlicherweise in die interindividuelle Variabilität mit ein, so dass eine vollständige Trennung von inter- und intraindividuelle Variabilität nicht möglich ist. Des Weiteren können intraindividuelle Unterschiede hinsichtlich der Variabilität von Marken, Zubereitungen o.ä. für die Risikobewertung von Belang sein. Wie bereits dargestellt kann diese Variabilität aufgrund der Methodik der „Dietary History“ und der daran gekoppelten Begrenzung der Genauigkeit der Lebensmittelbeschreibung nicht in jedem Falle angemessen abgebildet werden. In der überwiegenden Anzahl chronischer Bewertungen, die auf größere und in der Erhebung ausgesteuerte Bevölkerungsgruppen und gröbere Lebensmittelgruppen abzielen, ist die Unsicherheit praktisch vernachlässigbar und wird mit null bewertet. In Fällen spezieller Bevölkerungs- oder Lebensmittelgruppen können Unsicherheit bei der Schätzung des Mittelwertes wie auch der Verteilung auftreten und werden mit 0,25 bewertet.

Für das RKI, BfR und andere Kooperationspartner des RKI, denen die nicht aggregierten Daten auf individueller Ebene zur Verfügung stehen, sind keine Unsicherheiten aus der Verfügbarkeit der Daten vorhanden. Für alle anderen Nutzer, denen die individuellen Angaben zu den Verzehrsmengen vom RKI nicht zur Verfügung gestellt wurden, kann die Unsicherheit in Bezug auf die Verfügbarkeit der Werte nur mit 0,25 in die Übersicht in Tabelle 5 eingehen. Auch wenn die Daten des ES umfangreich publiziert wurden (Mensink et al., 2000; Mensink et al., 2002; Mensink und Beitz 2004; EFSA, 2008b; Flynn et al. 2009), so sind die dabei ausgewerteten LM-Gruppen zu grob für die Vielzahl der Fragen zur Risikobewertung, so dass in diesen Fällen mit Überschätzungen gearbeitet werden muss.

Wie bereits dargestellt, orientiert sich die Beschreibung der verzehrten Lebensmittel am BLS II.3. Damit ist der Detailgrad der LM-Beschreibung einerseits durch den BLS beschränkt und andererseits durch die Zumutbarkeit der Länge des Interviews, sowie die notwendige Mittelung im Sinne der üblichen Ernährung über den Zeitraum der letzten vier Wochen. Damit ergeben sich Unsicherheiten für Risikobewertungen, die eine höhere Detaillierung erfordern. Dies sind Fälle, in denen beispielsweise Informationen zu Markennamen, Verpackungsmaterial, Vorkommen von Zusatzstoffen oder Anreicherung von Nährstoffen (Duffy et al., 2006). So ergeben sich beispielsweise unnötige Unsicherheiten für die Schätzung der Phthalataufnahme bei fehlender Information des in Twist-Off-Deckeln verpackten Anteils von Lebensmitteln (Lindtner, 2006a). Bei Auswertungen für Lebensmittel, die in DISHES direkt abgefragt werden ergeben sich jedoch nur geringe Unsicherheiten, die mit 0,1 bewertet werden. Die Unsicherheit bei Lebensmitteln, die nicht direkt abgefragt werden fließt in Tabelle 5 mit 0,50 ein.

Nennenswerte Unsicherheiten durch die Befragungsmethode sind nicht zu erwarten und werden demzufolge mit null in Tabelle 11 angegeben. Dies ist auf die ausreichende Standardisierung und Validierung der eingesetzten Software DISHES, sowie den Einsatz von geschulten Interviewern mit ernährungswissenschaftlichem Hintergrund und die Verwendung von Modellgeschirr zur Bestimmung der Portionsgrößen zurückzuführen. Damit ist nach derzeitigem Stand keine bessere Methode zur Erfassung einer „Dietary History“ verfügbar. Da die Methode in allen Anwendungen der Daten identisch ist, wird hier keine Trennung nach optimalem und ungünstigem Fall vorgenommen.

Auch bei der Bewertung der Unsicherheiten durch die Kombination zu anderen Datenquellen ist als gering einzustufen. Die Korrelation mit dem Körpergewicht kann durch dessen direkte Messung im ES angemessen berücksichtigt werden. Es ist ohne hohen Zeitaufwand und ohne Informationsverlust möglich, die Verzehrsmengen des ES mit den Nährstoffdaten des BLS II.3 zu kombinieren. Durch die Verwendung des BLS ist auch die Vergleichbarkeit in Bezug auf die Lebensmittelbeschreibung und zu Nährwertangaben anderer Verzehrerhebungen gewährleistet. Allerdings ist mit der „Dietary History“ eine Vergleichbarkeit zu den Daten der NVS I erschwert und Trendaussagen sind nur mit Unsicherheiten möglich. Eine Abbildung auf Daten zum Vorkommen von Agenzien in Lebensmitteln ist ebenfalls mit Unsicherheiten behaftet. Diese sind jedoch vorwiegend auf die an anderer Stelle ausführlich beschriebene Inkompatibilität der Kodiersysteme von BLS und LMM zurückzuführen und nur bedingt dem ES zuzuschreiben. Durch die teilweise Erfassung von Markennamen, kann eine nachträgliche Recherche zur Nährstoffanreicherung oder zu Zusatzstoffen durchgeführt werden. So wird die Unsicherheit mit 0,25 bewertet.

Der Stand der Wissenschaft geht mit 0,25 in die Gesamtbewertung dargestellt in Tabelle 5 ein. Dies ist begründet durch die geringe Unsicherheit aufgrund einer sehr ausführlichen Prüfung der erhobenen Werte und aufgrund dessen, dass der ES Ergebnisse lieferten, die durch vorhergehende ähnliche Studien zu erwarten waren bzw. durch spätere Studien bestätigt wurden.

Auch wenn die Unsicherheit durch die verwendete Messmethode DISHES für die Erfassung einer „Dietary History“ als vernachlässigbar bewertet wurde, so ist die Methode umstritten und nicht allgemein als geeignetes Instrument zur Erfassung der üblichen Ernährung akzeptiert. Dies ist insbesondere auf die Fähigkeit des Befragten bezogen über einen Zeitraum von vier Wochen zu mitteln. Damit ergibt sich für die Unsicherheit aufgrund des Standes der Wissenschaft eine Unsicherheit von 0,25.

Die Unsicherheit durch Subjektivität der Auswahl der Studie wird mit 0,8 bewertet, da für die chronische Bewertung bei der erwachsenen deutschen Bevölkerung mittlerweile die aktuelleren Daten der NVS II zur Verfügung stehen.

Im Ergebnis der qualitativen Bewertung kann geschlussfolgert werden, dass der Ernährungssurvey für viele Problemstellungen der chronischen Bewertung von Risiken valide Schätzungen liefert.

Tabelle 5: Übersicht zur qualitativen Bewertung des Ernährungssurvey als Datengrundlage zur Bewertung chronischer Risiken in der deutschen Bevölkerung ab 18 Jahren

Quelle/ Art der Unsicherheit eigene Gruppierung	Szenario	Verbale Erläuterung	Unsicherheit	
			Grad	Richtung
Stichprobengröße	Optimum	Bei Auswertungen nach Alter und Geschlecht und Lebensmittelgruppen mit hohem Anteil an Verzehrrern: Mittelwert und Verteilung zuverlässig zu schätzen	0,10	+/-
	Ungünstiger Fall	Kleinere Bevölkerungsgruppen und spezielle Lebensmittelgruppen mit hohem Anteil an Nichtverzehrer: Unsicherheiten bei Mittelwert und Verteilung möglich	0,75	++/-
Anteil quantifizierbarer Werte	Optimum	Für Lebensmittel, die innerhalb von 4 Wochen üblicherweise von einem Großteil der Bevölkerung mind. 1x verzehrt werden: Mittelwert und Verteilung zuverlässig zu schätzen	0,10	-
	Ungünstiger Fall	Seltener als 1x pro Monat verzehrte LM, so dass "Nichtverzehr in 4 Wochen" <> "Nieverzehr", aber kurzer Fragebogen Nieverzehren mit wenigen LM enthalten	0,50	-
Ausreißer	Optimum	Durch Face-to-Face-Interviews ausreichende Möglichkeit der Nachfrage gegeben, so dass Ausreißer als valide anzusehen sind und in der Stichprobe verbleiben, Ausreißer bei ausreichenden anderen Verzehrrern: Mittelwert und Verteilung zuverlässig zu schätzen	0,00	entfällt
	Ungünstiger Fall	Durch Face-to-Face-Interviews ausreichende Möglichkeit der Nachfrage gegeben, so dass Ausreißer als valide anzusehen sind und in der Stichprobe verbleiben, aber bei geringem Anteil Verzehrrer: Mittelwert und teilweise Verteilung unsicher	0,25	+
Trennung Unsicherheit und Variabilität	Optimum	Aussagen über ausgesteuerte Merkmale (Altersgruppen, Geschlecht, Ost-West, saisonale Unterschiede) und über Lebensmittelhauptgruppen: Mittelwert und Verteilung zuverlässig zu schätzen	0,00	Entfällt
	Ungünstiger Fall	Aussagen über nicht ausgesteuerte Merkmale (Bildung) oder über bestimmte LM-Untergruppen: Mittelwert zuverlässig, Verteilung mit Unsicherheiten	0,25	+/-

Fortsetzung Tabelle 5: Übersicht zur qualitativen Bewertung des Ernährungssurvey als Datengrundlage zur Bewertung chronischer Risiken in der deutschen Bevölkerung ab 18 Jahren

Quelle/ Art der Unsicherheit eigene Gruppierung	Szenario	Verbale Erläuterung	Unsicherheit	
			Grad	Richtung
Möglichkeit des Zugriffs auf Original-Werte	Optimum	Zugriff auf die Einzeldaten (RKI, BfR, andere Kooperationspartner): Mittelwert und Verteilung zuverlässig zu schätzen	0,00	entfällt
	Ungünstiger Fall	Normalerweise kein Zugriff auf die Einzeldaten, Verzehr für grobe Lebensmittelgruppen und Nährstoffaufnahme umfangreich publiziert	0,50	++
Eindeutigkeit der Lebensmittelbeschreibung	Optimum	Auswertungen für Lebensmittel, die in DISHES direkt abgefragt werden: Mittelwert und Verteilung zuverlässig zu schätzen	0,10	+/-
	Ungünstiger Fall	LM, die nicht direkt abgefragt werden (Detailgrad beschränkt durch BLS, Interviewdauer sowie Mittlung über 4 Wochen): Mittelwert und Verteilung unsicher	0,50	+/-
Messmethode/ Befragungsmethode	Optimum	Standardisiertes Interview mit validierter Software und Protokollmethode, geeignet für langfristige mittlere Aufnahmeschätzung: Mittelwert und Verteilung langfristiger Verzehr zuverlässig zu schätzen	0,00	entfällt
	Ungünstiger Fall			
Korrelationen zu anderen Datenquellen	Optimum	Körpergewicht enthalten, Schnittstelle über BLS, Umrechnung auf unverarbeitete Lebensmittel verfügbar, teilweise Informationen zu Marken, um Vorkommen von Nährstoffanreicherungen und Zusatzstoffen zu generieren	0,25	+/-
	Ungünstiger Fall			
Stand der Wissenschaft			0,25	
Subjektivität			0,80	

5.2.3 VELS-Studie

Explizites Ziel der VELS-Studie war die Nutzung im Rahmen der Bewertung von Pflanzenschutzmittelrückständen. Damit müssen die Daten sowohl für Schätzungen der Langzeitaufnahme wie auch der Kurzzeitaufnahme geeignet sein und werden demzufolge unter beiden Aspekten hinsichtlich eventueller Unsicherheiten diskutiert.

Mit der Stichprobengröße von 816 Kindern haben ausreichend Personen teilgenommen, so dass in den Altersjahrgängen gekreuzt mit dem Geschlecht das Ernährungsverhalten von 73 bis 93 Kindern dokumentiert ist. Damit stehen in jeder der Altersgruppen genügend Personen zur Verfügung, um zu zuverlässigen Schätzungen der mittleren Aufnahme zu gelangen und im optimalen Fall ist die Unsicherheit mit 0,1 als gering einzustufen. Müssen andere Risikogruppen betrachtet werden, kann diese Fallzahl möglicherweise zu gering sein. Problematisch kann auch die Schätzung von Lebensmittelaufnahmemengen von speziellen Lebensmitteln werden, die selten oder nur von einem geringen Bevölkerungsteil verzehrt werden. Wie üblich ist die Schätzung oberer oder unterer Perzentile auch hier mit größeren Unsicherheiten behaftet, als die der mittleren Aufnahme in der Bevölkerung. Die Unsicherheit im ungünstigen Fall wird demzufolge mit 0,75 bewertet (siehe Tabelle 6).

Der Anteil Nichtverzehrer wird durch die Kurzzeitbefragung von 2x3 Tagen für Lebensmittel unterschätzt, die nicht täglich oder mindestens 1x pro Woche verzehrt werden. Für solche häufig verzehrten Lebensmittel kann die Unsicherheit als gering mit 0,1 bewertet werden. Da jedoch ein Fragebogen zur Erfassung des Anteils Nieverzehrer nicht existiert, muss für die anderen Fälle der Grad der daraus resultierenden Unsicherheit in Tabelle 6 als relativ hoch mit 0,75 bewertet werden. Auch wenn die vergebenen Scores gleich denen des Ernährungssurveys sind, so ist dies hier doch unterschiedlich zu werten, da der ungünstige Fall aufgrund des kürzeren Bezugszeitraumes des Ernährungssurvey wesentlich wahrscheinlicher ist, als im Ernährungssurvey. Zu unterscheiden ist an diesem Punkt die Auswirkung der Unsicherheiten auf die Kurzzeit- bzw. Langzeitaufnahmeschätzung. Da die Kurzzeitaufnahmeschätzung nur die Verzehrsmengen der Verzehrer berücksichtigt, sind die Unsicherheiten hier als geringer einzustufen, als bei der Langzeitaufnahme für welche zu viele Nichtverzehrer zu einer Unterschätzung führen können.

Faktisch ausgeschlossen und in Tabelle 6 mit null bewertet werden können Unsicherheiten aufgrund von Ausreißern. Durch den intensiven Kontakt zu den Protokollführenden wurden unplausible Werte gut geprüft und gegebenenfalls korrigiert. Lediglich bei einem geringen Anteil Verzehrer können Ausreißer auch im Fall, dass es valide Werte sind einen Einfluss auf die Mittelwertschätzung und Verteilung haben. In diesen sehr selten auftretenden Fällen kann die Unsicherheit damit auch bei 0,25 liegen. Auch hier ist die Auswirkung der Unsicherheit vornehmlich auf die Langzeitaufnahmeschätzung zu beziehen, da ein einzelner hoher Wert zwar bei geringer Stichprobengröße den Mittelwert verfälschen kann, aber bei der Schätzung des oberen Perzentils nur dann relevant ist, wenn die Stichprobengröße so gering ist, dass das obere Perzentil dem Maximum gleichzusetzen ist.

Interindividuelle Unterschiede von Verzehrshäufigkeiten und -mengen resultieren vor allem aus dem Einfluss von Alter, Geschlecht und Region. Diese sind gut in der Studie abgebildet und können entsprechend in einer Modellierung berücksichtigt werden. Dabei sind höchstens die Fallzahlen für zu detaillierte regionale Auswertungen zu gering. Intraindividuelle Variabilität wird durch die zwei unabhängigen Protokollzeiträume über jeweils drei Tage gut beschrieben. Dadurch sind auch saisonale Effekte angemessen berücksichtigt. Beide Quellen der Variabilität können somit gut in der Modellierung getrennt werden. Sowohl für die Extrapolation auf Langzeitaufnahme sind alle Voraussetzungen gegeben, als auch für eine angemessene Berücksichtigung der Tag-zuTag-Unterschiede bei der Bewertung von akuten Risiken. Auch die intraindividuellen Unterschiede hinsichtlich beispielsweise der Variabilität von Marken oder Zubereitungen können in berücksichtigt werden, da diese weitestgehend dokumentiert sind. In der überwiegenden Anzahl chronischer Bewertungen, die auf größere und in der Erhebung ausgesteuerte Bevölkerungsgruppen und größere Lebensmittelgruppen abzielen, ist die Unsicherheit praktisch vernachlässigbar und wird mit null bewertet. In Fällen spezieller Bevölkerungs- oder Lebensmittelgruppen können aber dennoch auch hier Unsicherheiten bei der Schätzung des Mittelwertes wie auch der Verteilung auftreten und werden mit 0,25 bewertet.

Für das BfR und die EFSA sind die Daten der VELS-Studie auf individueller Ebene verfügbar und somit keine Unsicherheiten aus der Verfügbarkeit der Daten vorhanden. Für alle anderen Nutzer, denen nur die aggregierten publizierten Daten zur Verfügung stehen gehen die Unsicherheiten mit 0,25 in die Übersicht in Tabelle 6 ein, da

die Publikationen über die BfR-Internetseite eine detaillierte Datengrundlage für Kurz- und Langzeitaufnahmeschätzungen bieten.

Die Beschreibung der verzehrten Lebensmittel orientiert sich am BLS II.3 unter Erweiterung durch Daten für Kinderlebensmittel aus der Lehtab-Datenbank des Forschungsinstitutes für Kinderernährung (Kroke et al., 2004). Informationen, die nicht im BLS zu kodieren sind, wurden als zusätzliche Variable verfügbar gemacht. Allerdings erfolgte in den Protokollen keine Unterscheidung nach ökologischem oder konventionellem Anbau. Damit ergeben sich nur geringe Unsicherheiten für Risikobewertungen. Bei Auswertungen für Lebensmittel, die sich an der Klassifizierung der publizierten Daten für die Bewertung von Pflanzenschutzmittelrückständen orientieren, sind die Unsicherheiten mit 0,1 als sehr gering zu bewerten. Ohne diese Rückrechnung wurde der Fleischverzehr bei Erwachsenen in Irland um bis zu 43 % überschätzt (Cosgrove et al., 2004). Die Unsicherheit bei Bewertungen, die sich nicht an dieser Klassifizierung orientieren und nur auf aggregierte Daten zurückgreifen ist jedoch relativ hoch mit 0,50 einzustufen.

Nennenswerte Unsicherheiten durch die Befragungsmethode sind nicht zu erwarten und werden demzufolge mit null in Tabelle 6 angegeben. Dies ist auf die Verwendung einer prospektiven Methodik begründet, die gemessene Portionsgrößen mit unabhängigen und abhängigen Einzeltagen kombiniert. Da die Methode in allen Anwendungen der Daten identisch ist, wird hier keine Trennung nach optimalem und ungünstigem Fall vorgenommen.

Diese Trennung erübrigt sich auch bei der Bewertung der Unsicherheiten bei Verzehrdaten durch die Kombination zu anderen Datenquellen, die als gering einzustufen sind. Die Korrelation mit dem Körpergewicht kann durch die direkte Messung des Körpergewichtes in der VELIS-Studie angemessen berücksichtigt werden. Es ist ohne hohen Zeitaufwand und ohne Informationsverlust möglich, die Verzehrsmengen der VELIS-Studie mit den Nährstoffdaten des um Kinderlebensmittel erweiterten BLS II.3 zu kombinieren. Durch die Verwendung des BLS ist auch die Vergleichbarkeit in Bezug auf die Beschreibung der Lebensmittel und den Nährwertangaben zu anderen Verzehrserhebungen gewährleistet. Aufgrund der zu den sieben zusammenhängenden Protokolltagen der NVS I vergleichbaren Erhebungsmethodik können auch Trendaussagen abgeleitet werden (Stahl et al., 2009). Eine Abbildung der Daten auf Daten zum Vorkommen von Agenzien in Lebensmitteln ist bis auf die Pestizide mit

Unsicherheiten behaftet, die jedoch vorwiegend auf die an anderer Stelle ausführlich beschriebene Inkompatibilität der Kodiersysteme von BLS und LMM zurückzuführen und nur bedingt der VELS-Studie zuzuschreiben sind. Durch die teilweise Erfassung von Markennamen, kann eine nachträgliche Recherche zur Nährstoffanreicherung oder zu Zusatzstoffen durchgeführt werden (Niggemeier, 2013). So wird hier der Unsicherheitsgrad mit 0,1 bewertet.

Bei der Bewertung des Standes der Wissenschaft werden die sehr ausführliche Prüfung der erhobenen Werte und die Einbindung in die europäische Bewertung von Pflanzenschutzrückständen, mit der auch eine externe Validierung verbunden ist (Tucker, 2008) positiv bewertet. Die Verwendung von Wiegeprotokollen hat den Vorteil, dass Portionsgrößen genau erfasst werden können (Willet, 1998; Margetts und Nelson, 1997). Dennoch wird immer wieder diskutiert, inwieweit prospektive Methoden das Verzehrverhalten der Befragten in Richtung vermuteter gesunder Ernährung bzw. vereinfachter Protokollierung beeinflussen (Willet, 1998; Cook et al., 2000). Damit verbleibt eine geringe Unsicherheit aufgrund des Standes der Wissenschaft in Höhe von 0,1.

In derselben Höhe ist auch die Unsicherheit durch Subjektivität der Auswahl der Studie zu bewerten. Wie bereits in der Übersicht zur Verwendung der Verzehrsstudien (siehe Abbildung 9 und Abbildung 10) beschrieben, stehen für die akute und chronische Bewertung für Säuglinge und Kleinkinder in Deutschland alternativ derzeit nur die veralteten und nicht für Gesamtdeutschland repräsentativen Daten der NVS I zur Verfügung. Damit ist die VELS-Studie die bessere Alternative im Vergleich mit der NVS I. Der Einfluss durch finanzielle und zeitliche Beschränkungen kann generell für Ernährungserhebungen nicht negiert werden. Bei der VELS-Studie wirkt sich dies vor allem auf die Stichprobengröße aus.

Im Ergebnis der qualitativen Bewertung kann geschlussfolgert werden, dass die VELS-Studie sowohl für Kurz- als auch für Langzeitaufnahmeschätzungen in der Altersgruppe 0,5-4 Jahre valide Schätzungen liefert.

Tabelle 6: Übersicht zur qualitativen Unsicherheitsbewertung der VELS-Studie als Datengrundlage für akute und chronische Risikobewertungen bei Kleinkindern

Quelle/ Art der Unsicherheit eigene Gruppierung	Szenario	Verbale Erläuterung	Unsicherheit	
			Grad	Richtung
Stichprobengröße	Optimum	Bei Auswertungen nach Alter und Geschlecht und Lebensmittelgruppen mit hohem Anteil an Verzehrrern: Mittelwert und Verteilung zuverlässig zu schätzen	0,10	+/-
	Ungünstiger Fall	Kleinere Bevölkerungsgruppen und spezielle Lebensmittelgruppen mit hohem Anteil an Nichtverzehrer: Unsicherheiten bei Mittelwert und Verteilung möglich	0,75	++/-
Anteil quantifizierbarer Werte	Optimum	Für Lebensmittel, die nahezu täglich oder wöchentlich verzehrt werden: Mittelwert und Verteilung zuverlässig zu schätzen	0,10	+/-
	Ungünstiger Fall	Seltener als 1x pro Woche verzehrte LM, kein Fragebogen Nieverzehrer: Mittelwert und Verteilung unsicher zu schätzen, wenn Anteil Verzehrer eingeht	0,75	-
Ausreißer	Optimum	Durch intensiven Kontakt zu den Protokollführenden können Ausreißer als valide angesehen werden und in der Stichprobe verbleiben, Ausreißer bei ausreichenden anderen Verzehrrern: Mittelwert und Verteilung zuverlässig zu schätzen	0,00	Entfällt
	Ungünstiger Fall	Durch intensiven Kontakt zu den Protokollführenden können Ausreißer als valide angesehen werden und in der Stichprobe verbleiben, aber bei geringem Anteil Verzehrer: Mittelwert und teilweise Verteilung unsicher	0,25	+

Fortsetzung Tabelle 6: Übersicht zur qualitativen Unsicherheitsbewertung der VELS-Studie als Datengrundlage für akute und chronische Risikobewertungen bei Kleinkindern

Quelle/ Art der Unsicherheit eigene Gruppierung	Szenario	Verbale Erläuterung	Unsicherheit	
			Grad	Richtung
Trennung Unsicherheit und Variabilität	Optimum	Interindividuelle und intraindividuelle Variabilität in ausreichendem Umfang erfasst und darstellbar: Mittelwert und Verteilung zuverlässig zu schätzen	0,00	Entfällt
	Ungünstiger Fall	Bei speziellen Bevölkerungsgruppen oder LM-Untergruppen: Mittelwert zuverlässig, Verteilung mit Unsicherheiten	0,10	+/-
Möglichkeit des Zugriffs auf Original-Werte	Optimum	Zugriff auf die Einzeldaten nicht möglich, aber umfangreich für Lebensmittelgruppen in Pestizidbewertung publiziert: Mittelwert und Verteilung zuverlässig zu schätzen	0,00	Entfällt
	Ungünstiger Fall	Zugriff auf die Einzeldaten nicht möglich, bei LM-Untergruppen, die nicht in Pestizidbewertung publiziert sind oder für verarbeitete Lebensmittel: Mittelwert und Verteilung mit Unsicherheiten	0,50	++
Eindeutigkeit der Lebensmittelbeschreibung	Optimum	Optimale Genauigkeit für Pestizidzulassung (bis auf Trennung ökologischer/konventioneller Anbau): Mittelwert und Verteilung mit geringen Unsicherheiten zu schätzen	0,10	+/-
	Ungünstiger Fall	Andere Aspekte nicht berücksichtigt oder zugänglich: Mittelwert und Verteilung unsicher	0,50	+/-
Messmethode/ Befragungsmethode	Optimum	Kaum Unsicherheit, da durch Auswiegen und strukturiertes Protokoll mit Interaktion zum Befragten bestmögliche Methode angewendet: Mittelwert und Verteilung zuverlässig zu schätzen	0,00	Entfällt
	Ungünstiger Fall			
Korrelationen zu anderen Datenquellen	Optimum	Körpergewicht enthalten, Schnittstelle über BLS, Umrechnung auf unverarbeitete Lebensmittel verfügbar, teilweise Informationen zu Marken, um Vorkommen von Nährstoffanreicherungen und Zusatzstoffen zu generieren	0,10	+/-
	Ungünstiger Fall			
Stand der Wissenschaft			0,10	
Subjektivität			0,10	

5.2.4 NVS II

Mit den Daten der Nationalen Verzehrsstudie II (NVS II) sollten umfangreiche und aktuelle Daten zur Anwendung in verschiedenen Bereichen generiert werden. Um diesem Ziel und den unterschiedlichen Anforderungen gerecht werden zu können, wurden verschiedene Erhebungsmethoden eingesetzt. Diese ermöglichen eine Nutzung sowohl für Fragen der Ernährung, als auch der Bewertung akuter und chronischer Risiken. Jede der eingesetzten Methoden hat dabei ihre Vor- und Nachteile. So ist die Verwendung prospektiver Methoden mit einer Unsicherheit verknüpft, die auf ein möglicherweise verändertes Ernährungsverhalten der Befragten zurückzuführen ist (Willet, 1998). Andererseits können 24h-Recalls mit Underreporting einhergehen (Carter et al., 1981), wobei Kinder mit geringerer Aufnahme eher zu Overreporting und Kinder mit hoher Aufnahme eher zu Underreporting tendieren.

Mit der Stichprobengröße von 15.781 Personen mit einem „Dietary History“-Interview und von 13.296 Personen mit einem 24h-Recall stehen die derzeit umfangreichsten Verzehrsdaten europaweit zur Verfügung, die auch zuverlässige Schätzungen in Untergruppen der Bevölkerung oder einzelnen Lebensmittelgruppen ermöglichen. Lediglich die Unterstichprobe von 1.000 Befragten mit einem Wiegeprotokoll kann zu Unsicherheiten führen, wenn die betrachtete Bevölkerungsgruppe zu klein oder die ausgewertete Lebensmittelgruppe zu speziell ist. Im optimalen Fall ist die Unsicherheit praktisch mit null einzustufen. Die Unsicherheit im ungünstigen Fall wird höher mit 0,5 bewertet, jedoch ist dieser Fall extrem selten zu erwarten (siehe Tabelle 7).

Der Anteil Nichtverzehrer kann analog zum Ernährungssurvey durch die „Dietary History“-Interviews relativ zuverlässig geschätzt werden. Durch die Möglichkeit der Kombination der drei Erhebungsinstrumente kann dies als positiv für alle Bewertungen gewertet werden. Damit kann die Unsicherheit für Lebensmittel, die mindestens 1x pro Monat verzehrt werden als gering mit 0,1 bewertet werden. Da jedoch ein Fragebogen zur Erfassung des Anteils Nieverzehrer sich auf wenige Lebensmittel mit dem Fokus mikrobieller Risiken beschränkt, muss für die anderen Fälle der Grad der daraus resultierenden Unsicherheit in Tabelle 7 als mit 0,50 bewertet werden.

Faktisch ausgeschlossen und in Tabelle 7 mit null bewertet werden können Unsicherheiten aufgrund von Ausreißern bei den Face-to-Face-Interviews für die „Dietary History“-Methode. Bei den telefonischen Interviews ist eine entsprechende Prüfung

erschwert und auch bei einem geringen Anteil Verzehrer kann in den „Dietary History“-Interviews ein Einfluss plausibler Ausreißer auf den Mittelwert erfolgen, die mit 0,3 bewertet werden.

Interindividuelle Unterschiede von Verzehrshäufigkeiten und -mengen resultieren vor allem aus dem Einfluss von Alter, Geschlecht und Region. Diese sind gut in der Studie abgebildet und können entsprechend in einer Modellierung berücksichtigt werden. Zudem ist die Stichprobe repräsentativ auf Ebene der Bundesländer (MRI, 2008b). Intraindividuelle Variabilität kann durch die zwei unabhängigen Protokolltage in den 24h-Recalls und die 2x4 unabhängigen jeweils drei Tage gut beschrieben werden. Auch saisonale Effekte sind angemessen berücksichtigt. Beide Quellen der Variabilität können somit gut in der Modellierung getrennt werden. Sowohl für die Extrapolation auf Langzeitaufnahme sind alle Voraussetzungen gegeben, als auch für eine angemessene Berücksichtigung der Tag-zuTag-Unterschiede bei der Bewertung von akuten Risiken. Auch die intraindividuellen Unterschiede hinsichtlich beispielsweise der Variabilität von Marken oder Zubereitungen sind in den 24h-Recalls für einige Lebensmittelgruppen und in den Wiegeprotokollen durchgängig erfasst. In der überwiegenden Anzahl chronischer Bewertungen, die auf größere und in der Erhebung ausgesteuerte Bevölkerungsgruppen und größere Lebensmittelgruppen abzielen, ist die Unsicherheit praktisch vernachlässigbar und wird mit null bewertet. In Fällen spezieller Bevölkerungs- oder Lebensmittelgruppen können aber dennoch auch hier sehr geringe Unsicherheiten bei der Schätzung des Mittelwertes wie auch der Verteilung auftreten und werden mit 0,1 bewertet.

Für MRI, BfR, EFSA und Nutzer des Scientific Use-Files sind die Daten der NVS II auf individueller Ebene verfügbar und somit keine Unsicherheiten aus der Verfügbarkeit der Daten vorhanden. Für alle anderen Nutzer, denen nur die aggregierten publizierten Daten des MRI (MRI, 2008a) oder der EFSA (EFSA, 2009; Merten et al., 2011) zur Verfügung stehen gehen die Unsicherheiten mit 0,5 in die Übersicht in Tabelle 7 ein.

Die Beschreibung der verzehrten Lebensmittel orientiert sich am BLS II.4 (Hartmann et al., 2008a). Damit ist der Detailgrad der LM-Beschreibung einerseits durch den BLS beschränkt und andererseits bei 24h-Recall und „dietary history“-Interview durch die Zumutbarkeit der Länge des Interviews. Bei den 24hRecalls sind nicht im BLS kodierte Daten jedoch durch die zusätzliche Kodierung über EPIC-SOFT verfügbar

(Slimani und Valsta, 2002). Damit ergeben sich nur geringe Unsicherheiten für Risikobewertungen, die eine höhere Detaillierung erfordern, die mit 0,1 bewertet werden. Bei ausschließlicher Verwendung der „dietary history“-Interviews werden die Unsicherheit bei Lebensmitteln, die nicht direkt abgefragt werden in Tabelle 7 mit 0,50 bewertet.

Nennenswerte Unsicherheiten durch die Befragungsmethode sind nicht zu erwarten und werden demzufolge mit null in Tabelle 7 angegeben. Dies ist auf die einzigartige Kombination der drei Erhebungsmethoden zurückzuführen, die größtmögliche Flexibilität ermöglicht. Da die Methode in allen Anwendungen der Daten identisch ist, wird hier keine Trennung nach optimalem und ungünstigem Fall vorgenommen.

Diese Trennung erübrigt sich auch bei der Bewertung der Unsicherheiten bei Verzehrsdaten durch die Kombination zu anderen Datenquellen, die als gering einzustufen sind. Die Korrelation mit dem Körpergewicht kann durch die direkte Messung des Körpergewichtes in der NVS II angemessen berücksichtigt werden. Es ist ohne hohen Zeitaufwand und ohne Informationsverlust möglich, die Verzehrsmengen der NVS II mit den Nährstoffdaten des BLS zu kombinieren. Durch die Verwendung des BLS ist auch die Vergleichbarkeit in Bezug auf die Lebensmittelbeschreibung und der Nährwertangaben zu anderen Verzehrserhebungen gewährleistet. Zudem ist durch die Kodierung nach dem FoodEx-System der EFSA eine Vergleichbarkeit zu anderen europäischen Verzehrsstudien gegeben. Durch die Nutzung des Wiegeprotokolls in einer Unterstichprobe ist eine Vergleichbarkeit zu den Daten der NVS I und durch die „Dietary History“-Methode zum Ernährungssurvey gegeben und Trendaussagen werden ermöglicht. Durch die teilweise Erfassung von Markennamen, kann eine nachträgliche Recherche zur Nährstoffanreicherung oder zu Zusatzstoffen durchgeführt werden. So wird hier der Unsicherheitsgrad mit 0,1 bewertet.

Der Stand der Wissenschaft geht mit 0,1 in die Gesamtbewertung dargestellt in Tabelle 7 ein. Dies ist auch durch die Anwendung der drei parallelen Erhebungsinstrumente begründet. Unsicherheiten verbleiben, da die Ergebnisse der drei Methoden sich voneinander unterscheiden (Hilbig et al., 2009) und die Ursachen hierfür bislang nicht hinreichend geklärt werden konnten.

In derselben Höhe ist auch die Unsicherheit durch Subjektivität der Auswahl der Studie zu bewerten. Wie bereits in der Übersicht beschrieben, steht für die Bewertung

der akuten und chronischen Risiken bei der erwachsenen deutschen Bevölkerung derzeit keine aktuellere Datengrundlage zur Verfügung. Für Jugendliche kann bei Schätzungen der Langzeitaufnahme auch auf die Daten der EsKiMo-Studie zurückgegriffen werden. Allerdings hat die NVS II hier den Vorteil neben der in EsKiMo eingesetzten „Dietary History“-Methode auch 24h-Recalls und Wiegeprotokolle zur Verfügung zu stellen.

Im Ergebnis der qualitativen Bewertung kann geschlussfolgert werden, dass die NVS II für die meisten Problemstellungen der Kurz- und Langzeitaufnahmeschätzungen eine valide Datengrundlage bildet.

Tabelle 7: Übersicht zur qualitativen Unsicherheitsbewertung der Nationalen Verzehrsstudie II als Datengrundlage für akute und chronische Risikobewertungen der deutschen Bevölkerung im Alter von 14-80 Jahre

Quelle/ Art der Unsicherheit eigene Gruppierung	Szenario	Verbale Erläuterung	Unsicherheit	
			Grad	Richtung
Stichprobengröße	Optimum	Für 24h-Recalls und DISHES sehr große Fallzahlen: Mittelwert und Verteilung zuverlässig zu schätzen	0,00	+/-
	Ungünstiger Fall	Wiegeprotokolle mit geringerer Stichprobengröße oder sehr kleine Bevölkerungsgruppen oder spezielle Lebensmittelgruppen mit hohem Anteil an Nichtverzehrer: Unsicherheiten bei Mittelwert und Verteilung möglich	0,50	++/-
Anteil quantifizierbarer Werte	Optimum	Kombination von 24h-Recalls und DISHES möglich, deshalb für LM, die häufiger als 1x pro Monat verzehrt werden: Mittelwert und Verteilung zuverlässig zu schätzen	0,10	+/-
	Ungünstiger Fall	Seltener als 1x pro Monat verzehrte LM, kein Fragebogen Nieverzehrer: Mittelwert und Verteilung unsicher zu schätzen, wenn Anteil Verzehrer eingeht	0,50	-
Ausreißer	Optimum	Durch Face-to-Face-Interview bei DISHES ausreichende Möglichkeit der Nachfrage gegeben, so dass Ausreißer als valide anzusehen sind und in der Stichprobe verbleiben, Ausreißer bei ausreichenden anderen Verzehrern: Mittelwert und Verteilung zuverlässig zu schätzen	0,00	Entfällt
	Ungünstiger Fall	Ausreißer bei telefonischem Interview in 24hRecalls eventuell möglich, auch bei DISHES bei geringem Anteil Verzehrer: Mittelwert und teilweise Verteilung unsicher	0,30	+

Fortsetzung Tabelle 7: Übersicht zur qualitativen Unsicherheitsbewertung der Nationalen Verzehrsstudie II als Datengrundlage für akute und chronische Risikobewertungen der deutschen Bevölkerung im Alter von 14-80 Jahre

Quelle/ Art der Unsicherheit eigene Gruppierung	Szenario	Verbale Erläuterung	Unsicherheit	
			Grad	Richtung
Trennung Unsicherheit und Variabilität	Optimum	Bei Kombination aller drei Erhebungsinstrumente inter- und intraindividuelle Variabilität gut beschreibbar, repräsentative Aussteuerung über wesentliche Merkmale: Mittelwert & Verteilung zuverlässig zu schätzen	0,00	Entfällt
	Ungünstiger Fall	Bei singulärer Betrachtung einzelner Erhebungsinstrumente möglicherweise eingeschränkte Aussagekraft hinsichtlich intraindividueller Variabilität, bei speziellen Bevölkerungsgruppen oder LM-Untergruppen: Mittelwert zuverlässig, Verteilung mit Unsicherheiten	0,10	+/-
Möglichkeit des Zugriffs auf Original-Werte	Optimum	Zugriff auf die Einzeldaten (MRI, BfR, andere Kooperationspartner): Mittelwert und Verteilung zuverlässig zu schätzen	0,00	Entfällt
	Ungünstiger Fall	Zugriff auf die Einzeldaten nicht möglich, Publikation aggregierter Daten für DISHES und über die EFSA für 24h-Recalls; bei LM-Untergruppen, die dort nicht publiziert: Mittelwert und Verteilung mit Unsicherheiten	0,50	++
Eindeutigkeit der Lebensmittelbeschreibung	Optimum	24hRecalls und Wiegeprotokolle mit vielen Detailinformationen zu Lebensmitteln, Auswertung für direkt in DISHES abgefragte LM: Mittelwert und Verteilung mit geringen Unsicherheiten zu schätzen	0,00	+/-
	Ungünstiger Fall	LM, bei denen in 24hRecalls Facetten nur eingeschränkt abgefragt oder in DISHES nicht direkt befragt: Mittelwert und Verteilung unsicher	0,10	+/-
Messmethode/ Befragungsmethode	Optimum	Kombination von drei verschiedenen Befragungsinstrumenten bietet bestmögliche methodische Grundlage: Mittelwert und Verteilung zuverlässig zu schätzen	0,00	entfällt
	Ungünstiger Fall			
Korrelationen zu anderen Datenquellen	Optimum	Körpergewicht enthalten, Schnittstelle über BLS, Umrechnung auf unverarbeitete Lebensmittel verfügbar, teilweise Informationen zu Marken, um Vorkommen von Nährstoffanreicherungen und Zusatzstoffen zu generieren	0,10	+/-
	Ungünstiger Fall			
Stand der Wissenschaft			0,10	
Subjektivität			0,10	

6. QUANTIFIZIERUNG AUSGEWÄHLTER UNSICHERHEITEN BEI VERWENDUNG TYPISCHER DATENGRUNDLAGEN IN DER EXPOSITIONSSCHÄTZUNG

6.1 Quantifizierung der Parameterunsicherheiten im Lebensmittel-Monitoring

In diesem Abschnitt werden zum einen die mittels *ConFit* abgeleiteten Konfidenzintervalle für einige Agenzien und Lebensmittel des LM-M dargestellt. Zum anderen wird der Frage nachgegangen, ob es möglich ist, für verschiedene statistische Kennzahlen eine Standardbreite für ein Konfidenzintervall festzulegen. Der letztere Fall ist immer dann von Bedeutung, wenn Einzelwerte nicht vorliegen und der Modellierer nur Zugriff auf aggregierte Daten hat. Auch dann ist es im Sinne der Sicherheit des Verbrauchers angezeigt, Unsicherheiten in der Analyse zu beschreiben. Ein Standardfaktor kann in diesem Fall die Grundlage für eine quantitative Bewertung der Parameterunsicherheiten bilden.

Die mittels *ConFit* berechneten Konfidenzintervalle für die Elemente Kupfer, Zink, Selen, Blei, Cadmium, Quecksilber und Arsen sind im Anhang dargestellt. Zusätzlich sind dort die Konfidenzintervalle für Nitrat, die Mykotoxine Aflatoxin B₁, Ochratoxin A, Deoxynivalenol, Zearalenon und die Pestizide Imidachlopid und Thiabendazol angegeben.

Auf Basis der in Anhang A dargestellten Konfidenzintervalle soll der Frage nach dem Standardintervall zur Berücksichtigung von Unsicherheiten bei Nichtvorliegen der Einzeldaten nachgegangen werden. Für die Schätzung der Unsicherheit ist vor allem die Breite des Konfidenzintervalles von Bedeutung, nicht das Konfidenzintervall selbst. Neben Kupfer werden mehrere agensspezifische Standards für die Breite des Konfidenzintervalles von Mittelwert und 95-tem Perzentil ermittelt und zudem wird untersucht, inwieweit sich auch Standards innerhalb ähnlicher Stoffgruppen definieren lassen. Zunächst werden Beispiele aus der Gruppe der Elemente und Nitrat betrachtet. Darüber hinaus ist es wichtig, ob bei Stoffgruppen, bei denen die Mittelwerte und Perzentile bekannterweise stärker zwischen den einzelnen Jahren schwanken, auch die Breite der Konfidenzbereiche entsprechend variiert. Da es sich bei Kupfer um einen Stoff handelt, der auch natürliche Expositionsquellen mit Eintragspfaden über die Umwelt in die Nahrung hat, ist zu erwarten, dass die Mengen in Lebensmitteln über die Jahre eher konstant bleibt. Dagegen ist bei Stoffgruppen wie den Pesti-

ziden ein Einsatz der Wirkstoffe stark von klimatischen Bedingungen sowie dem jährlich sich verändernden Auftreten von Schaderregern abhängig. Ebenso ist das Vorkommen von Mykotoxinen durch klimatische Verhältnisse beeinflusst. Für beide Stoffgruppen können deshalb unter Umständen größere Unterschiede zwischen den Jahren auftreten, so dass für diese ebenfalls Beispiele agensspezifischer Standards abgeleitet werden.

In Tabelle 8 sind zunächst die Werte für Kupfergehalte und einige statistische Kennzahlen dargestellt. Als Anhaltspunkt für einen Standardwert soll hier der Wert des 90-ten Perzentils abgeleitet werden. Das heißt, dass in 90% aller Fälle die Breite des tatsächlichen Konfidenzintervalles geringer ist, als das durch Annahme eines Standardwertes für die relative Breite abgeleiteten Konfidenzintervalles. Für die Kupfergehalte bedeutet das konkret, dass bei Nichtvorliegen von Einzelwerten pauschal 25% (24,4%) des Mittelwertes zum Mittelwert dazu addiert bzw. abgezogen werden müssen, um die obere bzw. untere Konfidenzschranke zu erhalten. Für das 95-te Perzentil würde im Fall von Kupfer ein entsprechender Standard bei 50% (55,8%) liegen.

Tabelle 8: Statistische Kennzahlen für die relativen Breiten der Konfidenzintervalle der Kupfergehalte im Lebensmittel-Monitoring der Jahre 1995-2005 (Alle Werte) Konfidenzintervalle wurden mittels ConFit mit Korrektur und zum Signifikanzniveau 95% ermittelt.

	Gültige N	Minimum	Median	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil	Maximum
+/- % Abw. KI-Grenze für Mittelwert	167	2,5%	9,2%	24,4%	42,7%	75,0%
+/- % Abw. KI-Grenze für Median	159	2,6%	11,7%	29,2%	48,4%	77,0%
+/- % Abw. KI-Grenze für Standardabweichung	167	7,4%	28,0%	69,1%	80,4%	95,6%
+/- % Abw. KI-Grenze für 90-tes Perzentil	164	2,0%	14,3%	36,5%	46,4%	784,0%
+/- % Abw. KI-Grenze für 95-tes Perzentil	164	4,3%	18,0%	55,8%	78,7%	427,6%
+/- % Abw. KI-Grenze für 99-tes Perzentil	162	3,1%	26,9%	76,7%	94,7%	517,4%

Im Folgenden soll untersucht werden, ob sich dieser auf Basis der Kupferwerte ermittelte Standard auf andere Elemente übertragen lässt. Dazu sind in Tabelle 9 verschiedene Elemente und Nitrat nach demselben Prinzip wie Kupfer ausgewertet worden. Daran lässt sich erkennen, dass der bei Kupfer abgeleitete Standard auf Zink und Nitrat wohl eher zufällig übertragbar wäre, jedoch nicht auf Selen, Cadmium, Blei, Arsen oder Quecksilber. Das bedeutet, dass Standardwerte nur agensspezifisch

definiert werden können oder dass ein noch stärkeres Maß an Konservativität gewählt werden müsste, indem man sich am maximalen Standard innerhalb einer Gruppe (hier Selen) orientiert.

Tabelle 9: Zusammenfassende Statistiken für die Konfidenzintervallbreiten des Mittelwertes und des 95-ten Perzentils für verschiedene im LM-M untersuchte Elemente und Nitrat. Rot markiert, der auf Basis von Kupfer abgeleitete Standard.

+/- % Abw. KI-Grenze für Mittelwert	Gültige N	Min	Median	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil	Max
Kupfer	167	2,46	9,15	24,40	42,74	75,01
Zink	151	3,18	7,92	17,20	31,29	153,12
Selen	149	2,93	20,26	56,55	68,95	132,42
Blei	223	5,18	22,04	55,81	66,04	177,16
Cadmium	226	5,41	18,07	53,62	67,06	123,47
Quecksilber	95	4,93	17,72	39,70	67,87	95,82
Arsen	149	6,50	20,59	43,01	53,08	86,73
Nitrat	70	5,49	13,47	24,85	30,04	39,96
+/- % Abw. KI-Grenze für 95-tes Perzentil	Gültige N	Min	Median	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil	Max
Kupfer	164	4,35	18,01	55,77	78,68	427,62
Zink	150	4,43	17,74	50,88	66,93	284,19
Selen	124	4,61	47,51	124,72	199,22	587,50
Blei	211	4,76	46,12	122,00	171,63	2325,45
Cadmium	202	8,07	41,63	148,95	355,44	581,06
Quecksilber	77	11,96	43,57	173,33	225,00	458,76
Arsen	105	5,00	49,98	150,00	187,91	4160,00
Nitrat	70	5,06	21,80	54,86	62,81	99,50

Wenn eine Übertragung von Standards zwischen den einzelnen Elementen und Nitrat nicht möglich ist, kann auch nicht erwartet werden, dass der Wert für Kupfer auf andere Stoffgruppen wie Pestizide oder Mykotoxine anwendbar ist. Dies bestätigt sich anhand der in Tabelle 10 und Tabelle 11 aufgelisteten Beispiele. Sowohl für Pestizide als auch für Mykotoxine liegen die anzusetzenden Standardkonfidenzintervallbreiten höher als bei den Elementen. Auch hier sind die Gruppen nicht homogen genug, um einen Standard für die Gesamtgruppe festzulegen.

Tabelle 10: Zusammenfassende Statistiken für die Konfidenzintervallbreiten des Mittelwertes und des 95-ten Perzentils für verschiedene im LM-M untersuchte Mykotoxine.

+/- % Abw. KI-Grenze für Mittelwert	Gültige N	Min	Median	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil	Max
Aflatoxin B1	23	25,63	58,79	110,95	123,26	127,65
Ochratoxin A	53	19,09	56,87	125,58	138,37	166,23
Deoxynivalenol	23	13,91	37,24	81,59	113,43	127,58
Zearalenon	14	45,70	95,19	131,65	200,00	200,00

Tabelle 11: Zusammenfassende Statistiken für die Konfidenzintervallbreiten des Mittelwertes und des 95-ten Perzentils für verschiedene im LM-M untersuchte Pestizide.

+/- % Abw. KI-Grenze für Mittelwert	Gültige N	Min	Median	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil	Max
Imidacloprid	12	30,61	109,53	291,71	300,00	300,00
Thiabendazol	62	23,44	73,44	208,06	357,69	400,00

Tabelle 12: Vergleich von Konfidenzintervallbreiten simulierter und unter Annahme der Normalverteilung theoretisch berechneter Konfidenzintervalle am Beispiel Kupfer

Lebensmittel	Anzahl Werte	Originalstichprobe		Max. Abweich. +/- in %	
		MW	Stabw	Simuliert	Theoretisch NV
080106 Salami	151	1,585	4,207	42,6%	42,7%
080300 Rohwürste streichfähig	143	0,675	0,261	6,5%	6,4%
102615 Regenbogenforelle	122	0,442	0,183	7,6%	7,4%
102960 Karpfen	85	0,467	0,179	8,6%	8,3%
150600 Reis	108	2,129	1,041	9,7%	9,3%
161113 Müsliriegel/-happen	145	2,925	1,318	7,3%	7,4%
161401 Weizenbrotteig	71	1,376	0,611	10,0%	10,5%
161505 Blätterteig	65	0,670	0,193	7,6%	7,2%
230402 Mohn	66	15,894	3,408	5,0%	5,3%
230403 Leinsamen	62	11,686	1,763	4,2%	3,8%
240100 Kartoffeln	101	0,806	0,403	10,2%	9,9%
240506 Kartoffelbreipulver	69	2,057	0,702	8,5%	8,2%
250114 Spinat	149	1,232	0,860	12,0%	11,3%
250201 Broccoli	68	0,449	0,131	7,2%	7,1%
250204 Artischocke	54	1,057	0,497	12,4%	12,8%
250312 Bohne grüne	130	0,750	0,510	11,1%	11,8%
250401 Mohrrübe	105	0,431	0,252	11,5%	11,3%
280101 Champignon Kons.	80	1,277	0,480	8,5%	8,4%
280303 Shiitakepilz getr.	75	8,571	2,196	6,8%	5,9%
290202 Birne	108	0,803	0,308	7,8%	7,3%
290303 Pfirsich	133	1,048	0,393	6,3%	6,4%
290401 Orange	112	0,473	0,198	7,4%	7,8%
290402 Mandarine	20	0,767	1,334	75,0%	81,4%
310601 Apfelsaft	99	0,232	0,150	13,7%	12,9%
311601 Grapefruitsaft	65	0,249	0,182	17,8%	18,2%
312101 Ananassaft	51	0,358	0,145	10,9%	11,4%
334200 Qualitätsschaumwein	125	0,168	0,135	15,3%	14,2%
339000 Traubenmost, teilw. Ge- goren	63	0,798	0,948	28,6%	29,9%
431601 Marzipanrohmasse	48	6,366	3,969	17,3%	18,1%
431900 Süßwaren aus Rohmas- sen anderer Art	77	2,864	1,732	14,2%	13,7%

Da nicht immer die Einzelwerte oder Informationen über Konfidenzintervalle vergleichbarer Lebensmittel vorliegen, stellt sich die Frage, inwieweit eine Vereinfachung durch Annahme einer Normalverteilung der Gehalte möglich ist. Dazu wurden für das Beispiel Kupfer die simulierten Bootstrap-Konfidenzintervalle den theoretisch berechneten Konfidenzintervallen unter Annahme der Normalverteilung gegenübergestellt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 12 dargestellt. Neben dem untersuchten Lebensmittel und den dazugehörigen Werten der empirischen Stichprobe ist zunächst die maximale Abweichung der unteren oder oberen Konfidenzschranke der simulierten Konfidenzintervalle für den Mittelwert angegeben. In der letzten Spalte ebenfalls die Abweichung der Konfidenzschranken unter Annahme der Normalverteilung, was aufgrund der Symmetrie der halben Konfidenzintervallbreite gleichkommt (Berechnung entsprechend Kapitel 3.6).

Die Gegenüberstellung in Tabelle 12 macht deutlich, dass es für die Schätzung der Konfidenzintervallbreite des Mittelwertes nahezu unbedeutend ist, ob die zugrundeliegende Stichprobe normalverteilt ist oder nicht. Es kann also der Einfachheit halber für den Mittelwert das Konfidenzintervall über die in Kapitel 3.6 angegebene Formel geschätzt werden, wenn die notwendigen Angaben vorhanden sind.

6.2 Unsicherheitsanalysen bei Verteilungsschätzungen auf Basis des Lebensmittel-Monitoring

Neben den dargestellten quantitativen Unsicherheiten über die Parameter wie Mittelwert und Perzentile und den qualitativen Unsicherheiten des LM-M ist im Fall einer probabilistischen Modellierung auch die Unsicherheit über die Verteilungsform zu berücksichtigen. Im Folgenden wird anhand des Beispiels LM-M der Frage nachgegangen, welchen Einfluss die Auswahl der Verteilungsfunktion auf die Ergebnisse haben kann oder mit anderen Worten, wie hoch die Unsicherheit ist, die sich durch die eventuell falsche Wahl einer parametrischen Verteilungsform ergibt. Da die tatsächliche Verteilung, die der Grundgesamtheit zugrunde liegt nicht bekannt ist, kann das Ausmaß der Unsicherheit nur dadurch abgeschätzt werden, dass die verschiedenen Optionen der Modellierung der Grundgesamtheit verglichen werden. Dies soll wiederum am Beispiel Kupfer geschehen. Zum anderen werden die Häufigkeiten des Vorkommens verschiedener parametrischer Verteilungen im LM-M dargestellt und Unterschiede zwischen verschiedenen Stoffgruppen untersucht.

Bei der Nutzung des Moduls zur Verteilungsanpassung mittels @RISK werden Rangfolgen entsprechend verschiedener Abstandskriterien gebildet. Der Anwender ist frei, eine passende Verteilung unter Nutzung der Informationen zur Rangfolge, der grafischen Anpassung und der Information über die Höhe des Abstandes bzw. so vorhanden entsprechender Testwerte auszuwählen. Damit stellt sich die Frage, welchen Einfluss die Auswahl der Verteilungsform auf das Endergebnis haben kann. Die Abweichungen wurden prozentual auf das Ergebnis der empirischen Verteilung bezogen und gruppiert. In Abbildung 11 bis Abbildung 14 sind die Ergebnisse als Häufigkeitsverteilungen dargestellt. In allen Abbildungen ist zu erkennen, dass kaum Unterschiede zwischen den Verteilungen auf Rang eins bis Rang drei existieren. Das heißt, es ist für die Modellierung unerheblich, ob die Verteilung auf dem ersten Rang oder dritten Rang verwendet wird.

Generell können die angepassten Verteilungen von der empirischen Verteilung abweichen. Auch die Höhe dieser Abweichung kann anhand der Abbildungen geschätzt werden. Entsprechend Abbildung 11 weicht in ca. 90% aller Verteilungsanpassungen der Mittelwert der angepassten parametrischen Verteilung nicht mehr als 10% nach oben oder unten vom Schätzer der empirischen Verteilung ab.

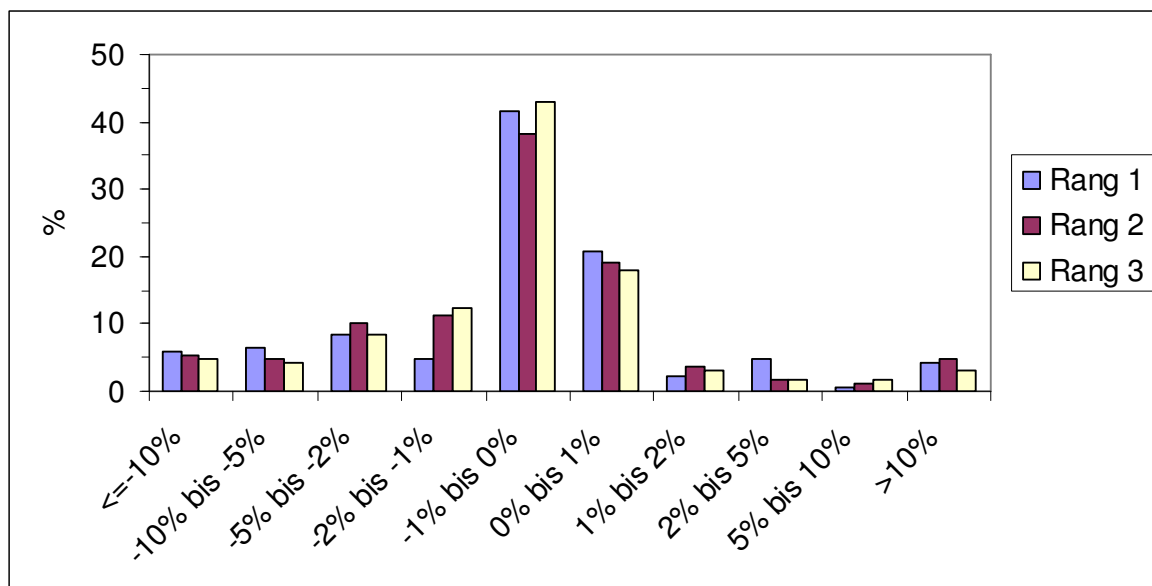


Abbildung 11: Mittelwert - Prozentuale Abweichungen der Ränge 1-3 der angepassten parametrischen Verteilungen nach Anderson-Darling von der empirischen Verteilung

Eine Prüfung auf Abhängigkeit der Höhe der Abweichung von der angepassten Verteilungsform wurde ebenfalls vorgenommen, jedoch konnte hier kein Einfluss nach-

gewiesen werden. Hohe Abweichungen um mehr als 10% treten vor allem in Fällen auf, in denen die Anpassungsgüte (der Anderson-Darling-Abstand) bereits für die Verteilung auf dem ersten Rang relativ hoch ist, die Standardabweichung im Vergleich zum Mittelwert relativ groß ist (3:1 und größer) oder sehr wenige Beobachtungen vorliegen.

Analoge Aussagen wie für den Mittelwert lassen sich für den Median anhand Abbildung 12 treffen. Hier sind die Kategorien weniger zentral verteilt, aber auch hier entfallen auf die beiden höchsten Kategorien weniger als 10% aller angepassten parametrischen Verteilungen.

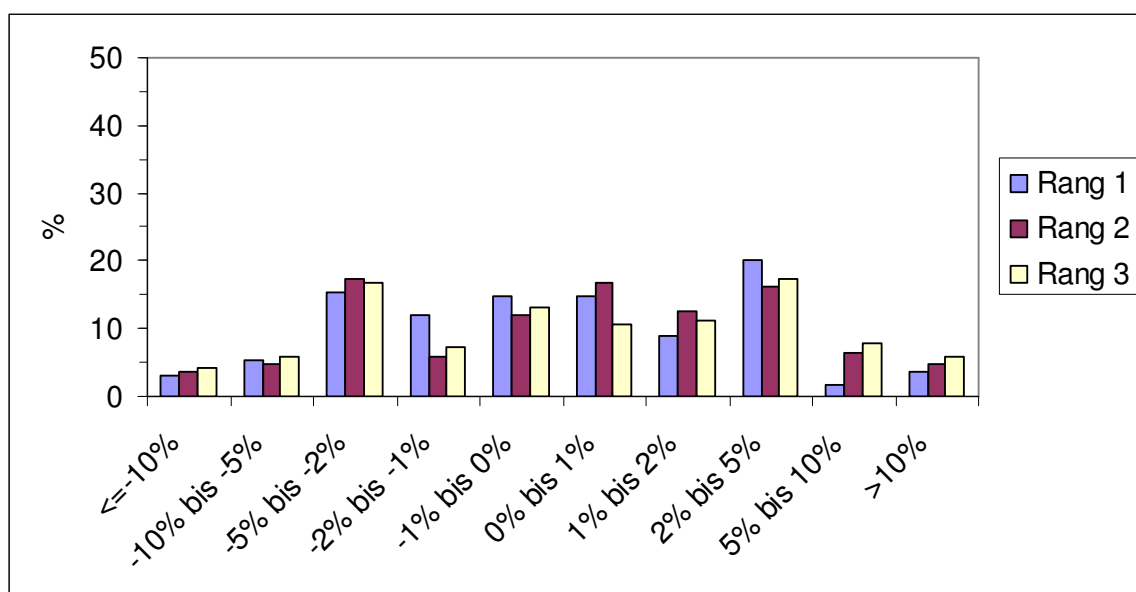


Abbildung 12: Median - Prozentuale Abweichungen der Ränge 1-3 der angepassten parametrischen Verteilungen nach Anderson-Darling von der empirischen Verteilung

Abbildung 13 und Abbildung 14 verdeutlichen, dass es bei den oberen und unteren Perzentilen zu höheren Abweichungen kommen kann. Insgesamt weichen für Kupferverteilungen im LM-M ca. 10% der Verteilungen um weniger als 25% im 95-ten Perzentil und weniger als 20% im 5-ten Perzentil ab.

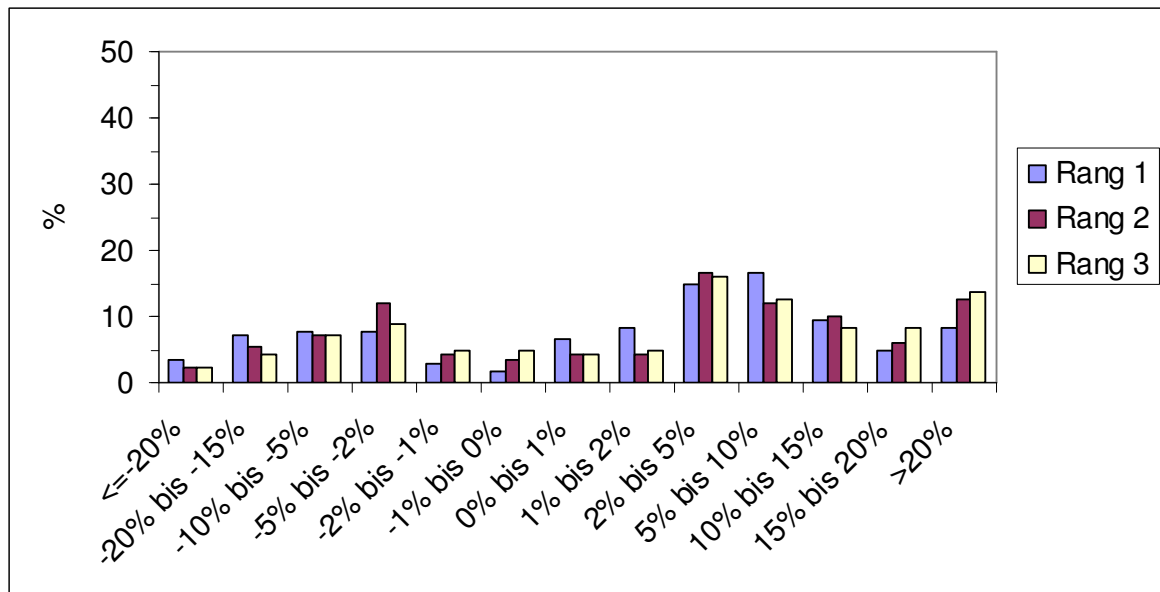


Abbildung 13: 95-tes Perzentil - Prozentuale Abweichungen der Ränge 1-3 der angepassten parametrischen Verteilungen nach Anderson-Darling von der empirischen Verteilung

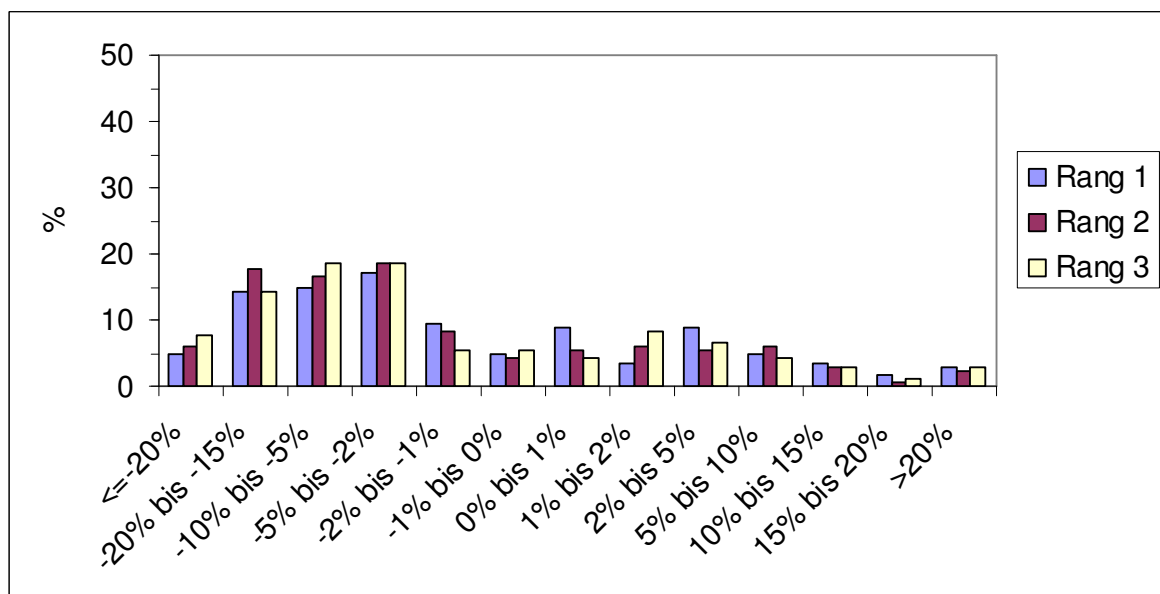


Abbildung 14: 5-tes Perzentil - Prozentuale Abweichungen der Ränge 1-3 der angepassten parametrischen Verteilungen nach Anderson-Darling von der empirischen Verteilung

Damit lässt sich zusammenfassend sagen, dass es prinzipiell keinen Unterschied zwischen den ersten Rängen der Verteilungsanpassung gibt. Dennoch weichen die parametrischen Verteilungen von der empirischen Verteilung ab. Diese Abweichungen können mit Standardparametern von 10% für Mittelwert und Median sowie 25% für obere Perzentile angegeben werden. Liegen geringe Standardabweichungen re-

lativ zum Mittelwert und eine ausreichende Probenzahl sowie geringe Anderson-Darling-Abstände vor, können die Standards entsprechend reduziert werden.

Die Hypothese, dass alle Verteilungen von Konzentrationen von Agenzien in Lebensmitteln lognormalverteilt sind, kann anhand der in Tabelle 13 dargestellten Ergebnisse diskutiert werden. In Tabelle 13 sind die Häufigkeiten des Auftretens der Verteilung auf den ersten drei Rängen gelistet. Dabei sind die in @RISK verwendeten Kürzel benutzt worden. Eine detaillierte Beschreibung der einzelnen Verteilungsfunktionen findet sich im Handbuch von @RISK (Palisade Corporation, 2005) oder statistischer Grundlagenliteratur (Johnson et al., 1994). Nur einige wenige der 20 möglichen parametrischen Verteilungsfunktionen in @RISK konzentrieren sich auf die ersten drei Ränge. Am häufigsten auf einem der drei Ränge sind die Loglogistic-, Lognormal- und Pearson5-Verteilung zu finden. Danach folgen weit weniger häufig die inverse Gaussverteilung, die generalisierte Betaverteilung, die Gammaverteilung, die Extremwertverteilung, die Normalverteilung und die Weibullverteilung.

Tabelle 13: Mittels @RISK angepasste und nach dem dem Anderson-Darling-Kriterium sortierte parametrische Verteilungsformen für Kupfergehalte (bestimmbare Werte) des Lebensmittel-Monitoring aus den Jahren 1995-2005

Verteilungsform	Rang 1	Rang 2	Rang 3
BetaGeneral	6	6	1
Chisq	0	0	0
Erf	0	0	0
Erlang	0	0	0
Expon	0	0	0
ExtValue	1	15	11
Gamma	4	3	2
InvGauss	10	13	24
Logistic	12	16	2
LogLogistic	88	10	8
Lognorm	8	24	72
Normal	5	8	2
Pareto	0	0	0
Pearson5	27	66	35
Pearson6	0	0	0
Rayleigh	0	0	0
Student	0	0	0
Triang	1	1	4
Uniform	1	0	1
Weibull	5	6	6

Die Loglogistic-Verteilung ist die deutlich am häufigsten auf Rang eins vorkommende Verteilung, während die Lognormalverteilung in den meisten Fällen auf dem dritten Rang gelistet wird.

6.3 Unsicherheiten bei der Ableitung eines oberen Perzentils der Kurzzeitaufnahme für akute Risikobewertungen

Der Vergleich der beiden Ansätze zur Bewertung akuter Risiken wird auf Basis der prozentualen Abweichung der jeweiligen Schätzungen durchgeführt. Dabei werden alle 470 Lebensmittelgruppen in Tabelle 14 und Tabelle 15 ausgewertet, für die mindestens ein Verzehrstag dokumentiert wurde. Für die Rechnung der prozentualen Abweichung wurde das 97.5-te Perzentil über alle Verzehrstage aller Personen als Minuend und Quotient verwendet. Das 95-te Perzentil des jeweilig maximalen Verzehrs pro Person im Protokollzeitraum ging als Subtrahend ein. Damit sind negative prozentuale Abweichungen als Unterschätzung des üblicherweise genutzten Ansatzes zu werten und positive prozentuale Abweichungen als Überschätzung.

Bei weniger als 40 Verzehrstagen ist das 97.5-te Perzentil und bei weniger als 20 Verzehrer auch das 95-te Perzentil statistisch identisch dem jeweiligen Maximum. Insgesamt sind für 235 Lebensmittelgruppen weniger als 20 Verzehrer dokumentiert. Für alle diese 235 Lebensmittelgruppen ist gleichzeitig die Anzahl Verzehrstage geringer als 40 und somit existiert keine Abweichung zwischen beiden Ansätzen (siehe Spalte 1 von Tabelle 14).

Tabelle 14: Minimum (Min), der Mittelwert (MW), Median und das Maximum (Max) der mittleren prozentualen Abweichung des 97.5ten Perzentils über alle Verzehrstage vom 95ten Perzentil der Maxima über die Verzehrstage je Proband in Abhängigkeit der absoluten Anzahl Verzehrer. Mit N ist die Anzahl Lebensmittel bezeichnet, die in die Auswertung eingeflossen sind.

	<20 Verzehrer	20 – 39 Verzehrer	40 – 49 Verzehrer	50 - 99 Verzehrer	100 - 199 Verzehrer	200 - 299 Verzehrer	300 - 399 Verzehrer	400+ Verzehrer
N	235	46	14	52	55	26	19	23
Min	,000	,000	,000	,000	-,039	,000	-,156	-,255
MW	,000	,223	,105	,143	,138	,134	-,003	-,106
Median	,000	,165	,094	,113	,091	,082	,000	-,111
Max	,000	,818	,385	,600	,779	,375	,069	,183

Für 118 Lebensmittelgruppen ist genau ein Verzehr- bzw. Aufnahmetag pro Person protokolliert. In diesen Fällen sind beide Ansätze vom Prinzip her identisch und un-

terscheiden sich nur in der Verwendung der unterschiedlichen Perzentile. Dieser Fall tritt in den vorliegenden Daten jedoch bis auf eine Ausnahme bei weniger als 15 Verzehrern in den Lebensmittelgruppen auf. Wie bereits zuvor dargestellt, sind in diesen Fällen 97.5-tes Perzentil und 95-tes Perzentil rechnerisch identisch, so dass keine Abweichung zwischen beiden Ansätzen vorliegen. Im Fall von „Oregano verarbeitet“ liegen 32 Verzehrer bzw. Verzehrstage vor. Hier unterscheiden sich die beiden Perzentile marginal um 1%.

In Tabelle 14 ist der Zusammenhang zwischen der Anzahl Verzehrer und der mittleren prozentualen Abweichung beider Ansätze dargestellt. Daraus wird ersichtlich, dass in der Klasse mit der größten Anzahl Verzehrer (>400) eine Unterschätzung des üblicherweise verwendeten Ansatzes vorliegt. In der zweitgrößten Klasse liegt im Mittel nahezu keine Abweichung vor, für alle anderen Gruppen mit 30 – 299 Verzehrern liegt eine Überschätzung vor.

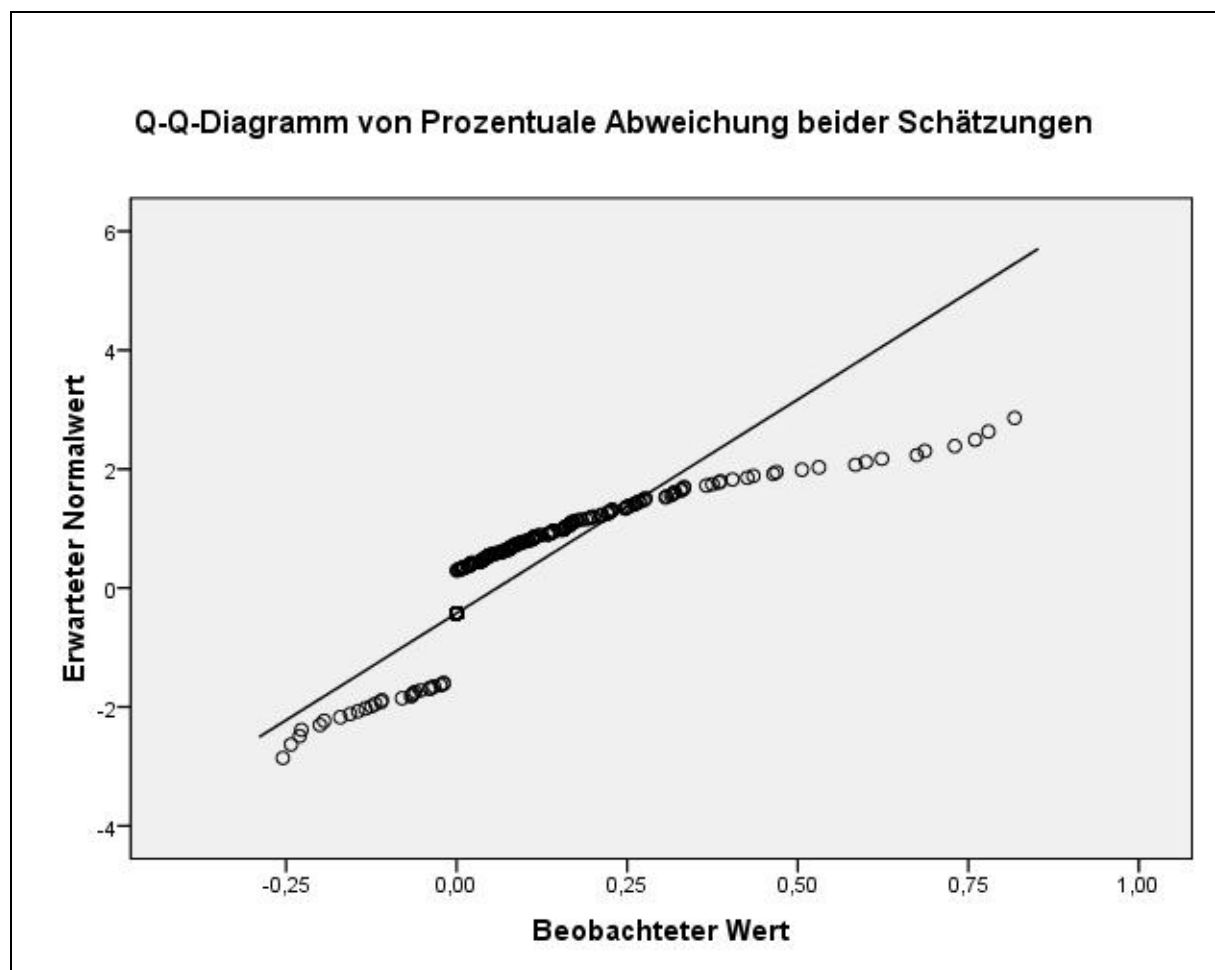


Abbildung 15: Quantil-Quantil-Diagramm zur Überprüfung der Normalverteilungshypothese für die prozentuale Abweichung beider Ansätze

Die prozentualen Abweichungen sind weder nach grafischer Überprüfung, noch nach Anwendung des Kolmogorov-Smirnov-Tests normalverteilt (siehe Abbildung 15), weshalb der nichtparametrische Kruskal-Wallis-Test zur Prüfung der Mittelwertunterschiede in den Gruppen aus Tabelle 14 angewendet wird. Demnach unterscheiden sich die Gruppenmittelwerte mit einer Sicherheit von 95% signifikant.

In Tabelle 15 sind die prozentualen Abweichungen in Klassen eingeteilt und je Klasse sind die mittlere Anzahl Verzehrstage je Proband und der mittlere prozentuale Anteil Verzehrer dargestellt. Betrachtet man zunächst die Lebensmittelgruppen, bei denen im Mittel je Verzehrer mehr als einer, aber weniger als zwei Verzehrstage im Protokollzeitraum dokumentiert sind, so fällt auf, dass in Abhängigkeit des Anteils Verzehrer unterschiedliche Abweichungen resultieren. Liegt der mittlere Anteil Verzehrer zwischen 19 % und 34 %, so führt die Betrachtung aller Verzehrstage als unabhängige Ereignisse zu einer Überschätzung verglichen mit dem alternativen Ansatz des jeweils höchsten Verzehrs je Person.

Tabelle 15: Vergleich der Minima (Min), der Mittelwerte (MW), Mediane und Maxima (Max) für die mittlere Anzahl Verzehrstage je Proband und den prozentualen Anteil Verzehrer in Abhängigkeit von der prozentualen Abweichung beider Schätzungen (97.5ten Perzentils über alle Verzehrstage und 95tes Perzentil der Maxima über die Verzehrstage je Proband) Mit N ist die Anzahl Lebensmittel bezeichne, die in die Auswertung eingeflossen sind.

		Prozentuale Abweichung beider Schätzungen					
		Unter-schätzt (0- -30%)	keine Ab- weichung	Über-schätzt (0-10%)	Über-schätzt (10-20%)	Über-schätzt (20-30%)	Über-schätzt (30-100%)
Gültige N		26	263	79	49	23	30
Mittlere Anzahl Ver- zehrstage je Proband	Min	2,2	1,0	1,0	1,0	1,1	1,0
	MW	3,6	1,3	1,6	1,4	1,4	1,4
	Median	3,4	1,2	1,6	1,3	1,3	1,3
	Max	5,4	3,3	3,9	3,9	2,1	2,3
Anteil Verzehrer [%]	Min	24	0,2	4	5	4	4
	MW	90	4	34	22	21	19
	Median	93	1	31	16	16	14
	Max	100	94	87	96	54	60

Ist dagegen der Anteil Verzehrer sehr gering ($<4\%$) liegt nahezu keine Abweichung vor. Letzteres ist darauf zurückzuführen, dass der geringe Verzehranteil im Mittel weniger als 20 Verzehrer entspricht (Mittelwert 3.75% sind ca. 18 Personen) und wie oben bereits erläutert damit beide Ansätze identisch sind.

In der ersten Spalte, in der die Lebensmittel zusammen ausgewertet wurden, für die eine Unterschätzung vorliegt, ist die mittlere Anzahl Verzehrstage je Verzehrer mit 3,6 deutlich höher als zwei und auch der mittlere Anteil Verzehrer mit 90% vergleichsweise hoch. Selbst der minimale Anteil Verzehrer in dieser Gruppe liegt mit 24% in der Größenordnung des mittleren Anteils der anderen Gruppen. Damit erfolgt eine Unterschätzung eher für die Lebensmittel, die von vielen Personen innerhalb der Bevölkerung regelmäßig (d.h. mind. 2x pro Woche) verzehrt werden.

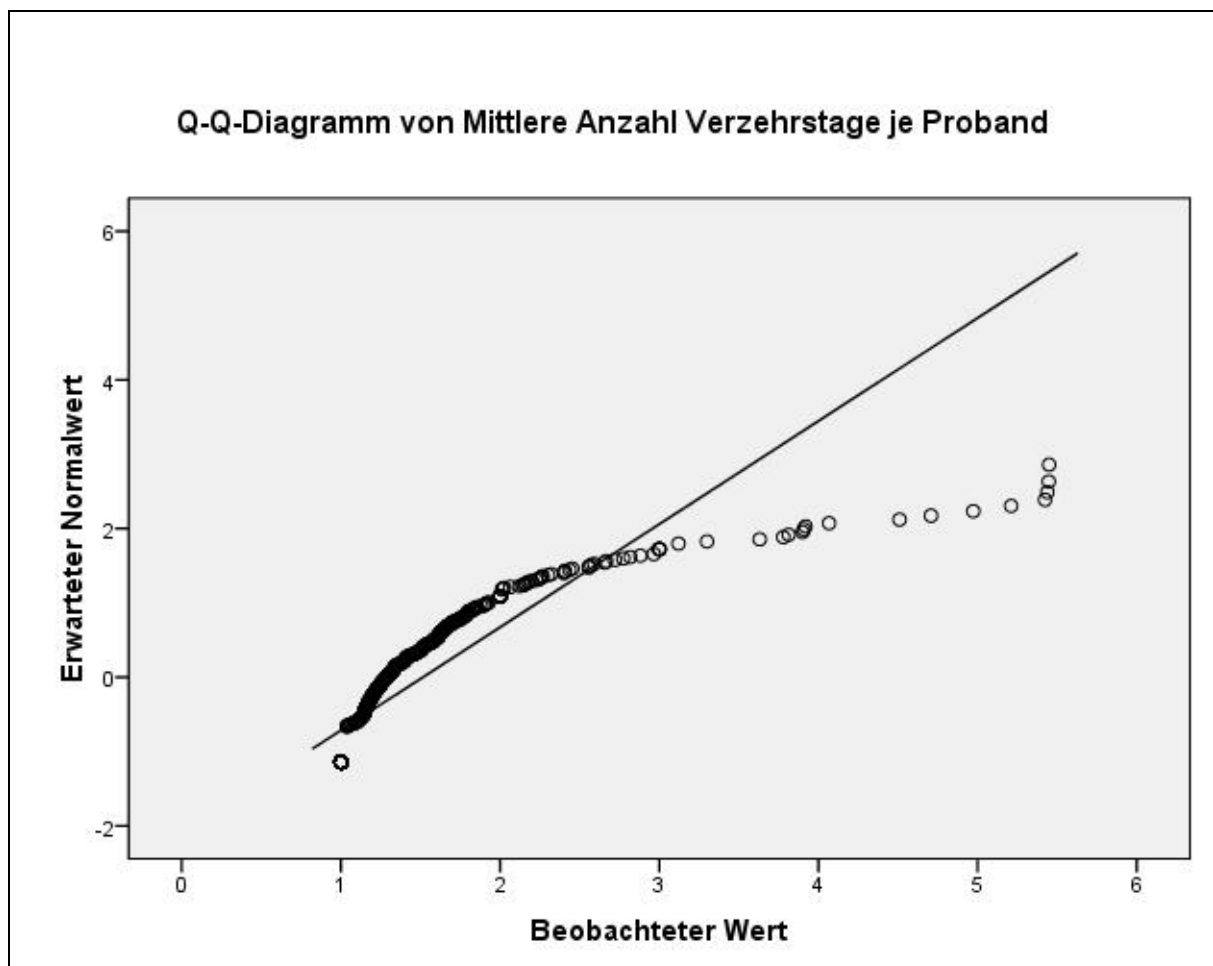


Abbildung 16: Quantil-Quantil-Diagramm zur Überprüfung der Normalverteilungshypothese für die mittlere Anzahl Verzehrstage pro Person

Auch hier wurde ein Signifikanztest auf Unterschiede in den in Tabelle 15 dargestellten Gruppenmittelwerten durchgeführt. Weder der Anteil Verzehrer noch die mittlere Anzahl Verzehrstage je Person sind nach grafischer Überprüfung und nach Anwendung des Kolmogorov-Smirnov-Tests normalverteilt (siehe Abbildung 16 und Abbildung 17), weshalb nicht der nichtparametrische Kruskal-Wallis-Test zur Prüfung der Mittelwertunterschiede angewendet wird. Dieser bestätigt, dass die dargestellten Gruppenmittelwerte auf dem 95%-Niveau signifikant verschieden sind.

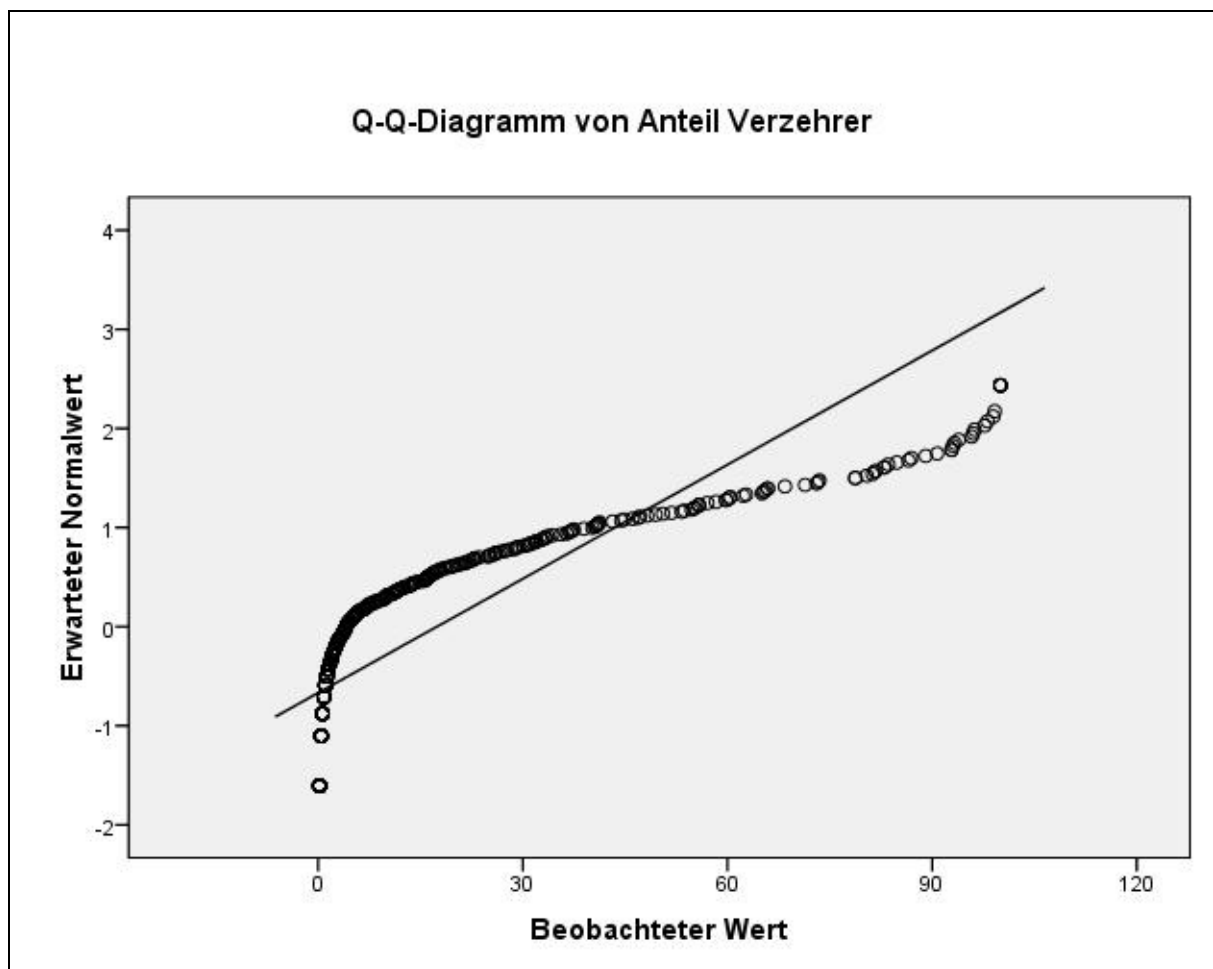


Abbildung 17: Quantil-Quantil-Diagramm zur Überprüfung der Normalverteilungshypothese für den Anteil Verzehrer

7. BEISPIEL EINER UNSICHERHEITSANALYSE

Eine Unsicherheitsanalyse von Datenquellen kann nur bis zu einem gewissen Grad standardisiert werden. Viele Unsicherheiten und auch die Möglichkeit der Quantifizierung dieser Unsicherheiten sind problembezogen und können nur auf den Einzelfall bezogen werden. An einem Beispiel sollen daher verschiedene Arten von Unsicherheiten (Parameterunsicherheit und Modellunsicherheit) beschrieben und Möglichkeiten zur Quantifizierung dieser Unsicherheiten illustriert werden.

Eine solche Analyse soll anhand des Beispiels der Schätzung der Exposition für die Aufnahme von Kupfer über Verzehr von Obst vorgenommen werden. Kupfer ist ein Spurenelement, dass zum einen in einer Mindestmenge aufgenommen werden muss, das zum anderen aber auch toxisch wirken kann, wenn es in zu hohen Mengen aufgenommen wird. Die DGE empfiehlt eine tägliche Aufnahme 1,0 bis 1,5 mg Kupfer pro Tag¹¹, um in ausreichendem Maß mit Kupfer versorgt zu sein, eine Aufnahme von 5 mg pro Tag sollte aber nicht überschritten werden (SCF, 2003). Letzterer Wert wurde vom SCF vorgeschlagen und basiert auf einem NOAEL von 10 mg pro Tag, der aus einer Humanstudie mit sieben Personen ermittelt wurde, wobei ein Unsicherheitsfaktor von 2 für die intra-individuelle Schwankung verwendet wurde. Dieser als „upper limit“ (UL) bezeichnete möglichst nicht zu überschreitende Aufnahmewert wurde auch vom BfR übernommen (BfR, 2004). Der Spielraum zwischen empfohlener Menge und UL ist demnach sehr klein, um die Bevölkerung vor gesundheitlichen Beeinträchtigungen durch eine zu hohe Aufnahme von Kupfer zu schützen. Dieser Wert gilt nicht für Kinder, für die nach Alter abgestufte UL's von 1 bis 3 mg pro Tag abgeleitet wurden. Auch für Schwangere und Stillende gilt dieser UL nicht (BfR, 2004).

Um den Anteil an Kupfer, der über Obst aufgenommen wird zu schätzen, wird das Standardmodell für die lebensmittelbedingte langfristige Aufnahme von Stoffen verwendet:

¹¹ Siehe Internetseite:

<http://www.dge.de/modules.php?name=Content&pa=showpage&pid=3&page=6>. Datum 28.03.2014. basierend auf „Referenzwerte für die Nährstoffzufuhr“; Hrsg: DGE, ÖGE, SGE, SVE; 1. Auflage, 4., korrigierter Nachdruck 2012, Neuer Umschau Buchverlag

$$Exp_{Cu,pers_i} = \frac{\sum_{j_obst=1}^{n_obst} LM_{pers_i,j_obst} * Konz_{pers_i,j_obst}}{Körpergewicht_{pers_i}}$$

Dabei wird mit $Exp_{Cu,pers_i}$ die täglich durchschnittlich aufgenommene Menge Kupfer der Person $pers_i$ in mg pro kg Körpergewicht pro Tag bezeichnet. LM_{pers_i,j_obst} bezeichnet die über mehrere Tage gemittelte individuelle Verzehrsmenge des Lebensmittels i_obst in g pro Tag und $Konz_{pers_i,j_obst}$ bezeichnet einen mittleren Gehalt, den das jeweilige Obst für die betreffende Person enthält mg pro g Lebensmittel pro Tag. Die Summe über das Produkt von Verzehrsmenge und Konzentration aller verzehrten Obstsorten (Anzahl: n_obst) wird durch das individuelle Körpergewicht ($Körpergewicht_{pers_i}$) in kg dividiert.

Der Bezug auf das Körpergewicht ist dabei als optional anzusehen. Die Exposition kann je nach toxikologischem Vergleichswert auch ohne Bezug auf das Körpergewicht in mg pro Tag angegeben werden.

Zur Darstellung der Unsicherheiten sollen zunächst zwei Szenarien mit unterschiedlichen Ansätzen zur Nutzung der vorhandenen Daten zum Vorkommen von Kupfer in Lebensmitteln berechnet werden. Für alle Expositionsschätzungen werden dazu individuelle Verzehrsdaten des Ernährungssurvey und die dazugehörigen Körpergewichte herangezogen. Als wichtiges Spurenelement in der menschlichen Ernährung sind Gehalte für Kupfer in Lebensmitteln im ebenfalls beschriebenen BLS abgebildet, so dass dieser in Szenario 1 als eine Quelle für die Berechnung der Exposition benutzt werden kann. In Szenario 2 werden hingegen die Daten des Lebensmittel-Monitoring zugrunde gelegt. Diese liegen nicht für jeden BLS-Kode der verzehrten Lebensmittel vor, so dass die Expositionsschätzung in Szenario 2 ausschließlich auf den im LM-M gemessenen Lebensmitteln beruht. Es ist offensichtlich, dass ein derartiges Vorgehen nur dann gerechtfertigt ist, wenn die Anzahl der untersuchten Lebensmittel im LM-M einen Großteil der Gesamtexposition über Kupfer abdeckt. Im Fall von lückenhaften Untersuchungsergebnissen führt dieser Ansatz zwangsläufig zu einer unter Umständen auch erheblichen Unterschätzung der Exposition.

Neben den hier beschriebenen Parameterunsicherheiten ist die Messunsicherheit zu berücksichtigen, die weder für das LM-M noch den BLS explizit angegeben sind. In der englischen Total Diet Studie sind diese mit 15% angegeben (FSA, 2007).

Um anschließend die Unsicherheiten der Expositionsschätzung beschreiben zu können, werden zunächst für beide Szenarien die detaillierten Auswertungsschritte innerhalb der Expositionsschätzung skizziert.

Expositionsschätzung Schritt1: Lebensmittelauswahl

Aus den im Ernährungssurvey verzehrten Lebensmitteln werden alle Lebensmittel der Kategorie Obst herausgefiltert. Dabei werden entsprechend der Gruppierung im BLS alle Lebensmittel der Kategorie „F – Früchte, Obst“ ausgewählt ($n_{\text{obst}}=195$).

Expositionsschätzung Schritt2: Aggregation über verschiedene Verzehrstage

Jedes der 195 ausgewählten Lebensmittel kann von einer einzelnen Person an mehreren verschiedenen Tagen verzehrt werden. In die Expositionsschätzung soll eine mittlere Verzehrsmenge der verschiedenen Tage eingehen. Durch die Verwendung der „dietary history“-Methode liegen Angaben über die Häufigkeit des Verzehrs innerhalb von vier Wochen, sowie eine übliche Portionsgröße vor. Als Quotient aus Häufigkeit und Anzahl Tage des beobachteten Zeitraums (28 Tage) multipliziert mit der Portionsgröße ergibt sich eine mittlere tägliche Verzehrsmenge in g pro Tag.

Expositionsschätzung Schritt3: Aggregation über verschiedene Mahlzeiten

Das im Ernährungssurvey durchgeführte DISHES Interview nutzt eine am Tagesablauf orientierte Abfrage des Verzehrverhaltens. Das heißt, dass eine Person das gleiche Lebensmittel auch mehrfach pro Tag verzehren kann. Die Verzehrsmengen verschiedener Mahlzeiten werden je Person aufsummiert.

Expositionsschätzung Schritt4: Zuordnung der Kupferwerte

Die im Ernährungssurvey verzehrten Lebensmittel wurden bereits während des Interviews zu den entsprechenden Lebensmittelgruppen (Kategorien) aus dem BLS zugeordnet. Damit sind alle im Ernährungssurvey enthaltenen Lebensmittel mit einem BLS-Kode versehen, die eine eindeutige Zuordnung des Kupferwertes aus dem BLS zu den verzehrten Lebensmitteln ermöglicht und direkt in Szenario 1 genutzt werden kann. Die Werte des BLS sind in μg pro 100 g angegeben. Deshalb werden diese vor der Verrechnung mit den Verzehrsmengen durch den Faktor 10^5 dividiert, um in die im Modell verwendete Einheit mg pro g umzurechnen.

Da im BLS lediglich mittlere Gehalte an Kupfer je Lebensmittel angegeben sind, werden die individuellen Verzehrsmengen aller Personen, die ein solches Lebensmittel verzehrt haben, mit demselben Kupfergehalt multipliziert.

Für Szenario 2 werden alle Lebensmittel aus den Untersuchungsdaten (kodiert nach ADV-Matrixkatalog) auf die BLS-Kodes abgebildet, die nach der Bezeichnung eindeutig zuzuordnen sind. Alle anderen Lebensmittel werden nicht in der Expositionsschätzung berücksichtigt. Die Angaben im LM-M liegen in mg pro kg vor und werden auf mg pro g umgerechnet.

Expositionsschätzung Schritt5: Zuordnung der Körpergewichte

Die Teilnehmer des Ernährungssurvey wurden in Verbindung mit dem Ernährungsgespräch auch gewogen, so dass für alle Personen individuelle Körpergewichte vorliegen. Da jedoch der UL und die Referenzwerte für die Nährstoffzufuhr nicht auf das Körpergewicht bezogen sind, werden die Werte nicht auf das Körpergewicht bezogen.

7.1 Qualitative Unsicherheitsanalyse

Die qualitative Unsicherheitsanalyse für das oben beschriebene Beispiel soll entsprechend der Empfehlungen der WHO (2008) durchgeführt werden. Anschließend werden die zuvor diskutierten qualitativen und quantitativen Unsicherheiten der einbezogenen Datenquellen berücksichtigt und verglichen.

Zunächst werden in Tabelle 16 Szenario, Modell und Parameter des Modells in einer Übersicht entsprechend der von der WHO/ IPCS angegebenen Kriterien dargestellt. In Tabelle 17 werden dann die Unsicherheiten qualitativ bewertet. Dabei wird beim Parameter Gehalt nach den beiden Quellen Lebensmittel-Monitoring und BLS unterschieden. Zur Vereinfachung wurden neben der verbalen Kategorisierung geringe Unsicherheiten (low) mit grün, mittlere Unsicherheiten (medium) gelb und hohe Unsicherheiten (high) rot markiert. Eine Erläuterung zur Festlegung der jeweiligen Bewertung ist in der jeweiligen Zeile integriert. Im Vergleich des BLS und des LM-M wird deutlich, dass beide mit niedrigen und mittleren Unsicherheiten bewertet wurden, aber im Fall des BLS drei Unsicherheiten mit mittlerem Grad eingestuft wurden, die im LM-M als niedrig zu bewerten waren.

Tabelle 16: Beschreibung von Szenario, Modell und Parametern als Grundlage für die qualitative Unsicherheitsanalyse nach WHO (2008)

Szenario	<i>Agens</i>	Kupfer
	<i>Zielgruppe</i>	deutsche Bevölkerung im Alter von 18-79 Jahren
	<i>Direkte Umgebung</i> ¹	entfällt bei Verzehr
	<i>Räumliche und zeitliche Information</i>	Außer-Haus-Verzehr berücksichtigt, Verzehrverhalten 1998
	<i>Aktivität, die zur Exposition führt/ Expositionseignis</i>	Verzehr von Obst
	<i>Risikomanagementmaßnahme</i>	Indirekt geltende Höchstgehalte für Einsatz als Pestizid, sonst keine berücksichtigt
	<i>Expositionspfad</i>	Hintergrundbelastung aus der Umwelt
	<i>Expositionsrouten</i>	Oral
Modell	<i>Annahmen</i>	Keine
	<i>Korrelationen</i>	Körpergewicht und Verzehr
	<i>Struktur/ Formel</i>	Summation über alle verzehrten Obstsorten
	<i>Extrapolationen</i>	Monatliche Aufnahme auf lebenslange Aufnahme/ BLS-Berechnung der Gehalte bzw. Gehalte für ähnliche Obstsorten übertragen bei LM-M
	<i>Implementierung</i>	@RISK und SPSS
Parameter Verzehr	<i>Datenquelle</i>	Ernährungssurvey (Mensink, 2002)
	<i>Wert</i>	Mittlere Werte, 95-tes Perzentil, Empirische Verteilung
	<i>Einheit</i>	in g/ kg KG/ d, ermittelt über geschätzte und über einen Monat gemittelte Portionsgrößen
Parameter Gehalt 1	<i>Datenquelle</i>	Bundeslebensmittelschlüssel II.3 (BLS) (Klemm et al., 1999)
	<i>Wert</i>	Einzelwert ohne Angabe zur dahinterliegenden Verteilung
	<i>Einheit</i>	mg/100 g, analytisch bestimmt
Parameter Gehalt 2	<i>Datenquelle</i>	Lebensmittel-Monitoring (LM-M)
	<i>Wert</i>	mittlerer Wert, parametrisch angepasste Verteilung
	<i>Einheit</i>	mg/kg, analytisch bestimmt
Parameter Körpergewicht	<i>Datenquelle</i>	Ernährungssurvey (Mensink, 2002)
	<i>Wert</i>	Individueller Wert, der dann in statistische Auswertung Verzehr einfließt (siehe dort)
	<i>Einheit</i>	in kg, gewogen

¹ Umgebung, für die gleiche Bedingungen/ Konzentrationen angenommen werden können bzw. die durch das Modell gut beschreibbar ist

Tabelle 17: Qualitative Bewertung der Unsicherheiten für die Aufnahmeschätzung von Kupfer nach WHO (2008)

Szenario		
Grad der Unsicherheit		
	low	Keine Unterscheidung nach biologisch/ konventionellem Anbau, Einsatz als Zusatzstoff und saisonale Schwankungen nicht berücksichtigt
Wissensstand		
Korrektheit	low	Plausibel im Verhältnis zu anderen Quellen über Gesamtaufnahme
Zuverlässigkeit	low	Standardvorgehen für Expositionsschätzungen verwendet
Plausibilität	low	Kann als realitätsnahe Aufnahmeschätzung betrachtet werden
Wissenschaftlicher Hintergrund	low	Wissenschaftlicher Hintergrund gut untersucht
Stabilität	low	Vergleich LM-M und BLS
Subjektivität		
Übereinstimmung von Stakeholdern und Fachkollegen	low	Kein grundlegender Dissens bekannt
Interesse des Bewerter bestimmten Werte zu bevorzugen	low	Kein Interesse
Modell		
Grad der Unsicherheit		
	low	
Wissensstand		
Korrektheit	low	Extrapolation von monatlicher Aufnahme auf Langzeitaufnahme erscheint im Fall von Kupfer in Obst als akzeptables Modell
Zuverlässigkeit	low	Standardmodell
Wissenschaftlicher Hintergrund	low	Bezug auf Körpergewicht könnte durch Körperoberfläche ersetzt werden, Daten fehlen jedoch
Subjektivität		
Verfügbare Alternativen	low	Kein alternatives Modell, Unsicherheiten durch Verwendung anderer Software gering
Übereinstimmung von Stakeholdern und Fachkollegen	low	Standardmodell
Einfluss äußerer Rahmenbedingungen	low	Keine Verfügbarkeit anderer Software
Parameter Verzehr		
Grad der Unsicherheit		
	low	Vollständige Information in Form individueller Daten vorliegend
Wissensstand		
Korrektheit	low	Für andere Auswertungen erwartete Ergebnisse
Zuverlässigkeit	medium	Etabliertes Verfahren, aber andere Protokollmethoden werden teilweise bevorzugt
Plausibilität	low	Publizierte Basisauswertung (RKI 2000) zeigt plausible Ergebnisse
Wissenschaftlicher Hintergrund	low	In der Literatur gut beschriebene Studie und etabliertes Tool
Subjektivität		
Verfügbare Alternativen	low	Keine anderen aktuellen Daten für Erwachsene zum Zeitpunkt der Analyse verfügbar
Übereinstimmung von Stakeholdern und Fachkollegen	medium	Andere Protokollmethoden werden in Fachkreisen teilweise bevorzugt
Einfluss äußerer Rahmenbedingungen	low	Vorliegen der Daten zum entsprechenden Zeitpunkt/ VELS-Daten ohne BLS-Kodierung, deshalb Ernährungssurvey bevorzugt
Interesse des Bewerter bestimmten Werte zu bevorzugen	low	Keine Auswahlmöglichkeit des Bewerter

Fortsetzung Tabelle 17: Qualitative Bewertung der Unsicherheiten für die Aufnahmeschätzung von Kupfer nach WHO (2008)

Parameter Gehalte BLS		
Grad der Unsicherheit		
	medium	Standardreferenz für Nährwerte in Deutschland, aber keine Verteilungen beschreibbar nur einzelne Werte
Wissensstand		
Korrektheit	low	
Zuverlässigkeit	medium	Alternativ Daten aus anderen Quellen (LM-Monitoring, Literaturrecherche)
Plausibilität	medium	Rezepte nicht ausreichend auf Plausibilität geprüft, Keine Angaben zu Quellen von Nährstoffen etc.
Wissenschaftlicher Hintergrund	medium	Da wissenschaftlicher Hintergrund nicht einschätzbar
Stabilität	medium	Änderungen an einzelnen Rezeptbestandteilen oder Berechnungsformeln können möglicherweise weitreichende Änderungen am Gesamtergebnis haben
Subjektivität		
Verfügbare Alternativen	medium	LM-Monitoring, Literaturrecherche, Lebensmittelüberwachung
Übereinstimmung von Stakeholdern und Fachkollegen	medium	Aktualität und Qualität wird von einigen Experten angezweifelt, umfangreiche Überarbeitungen für Version BLS3.0
Einfluss äußerer Rahmenbedingungen	low	Kein Einfluss bekannt
Interesse des Bewerter bestimmten Werte zu bevorzugen	low	Keine Auswahlmöglichkeit des Bewerter
Parameter Gehalte Lebensmittel-Monitoring		
Grad der Unsicherheit		
	medium	Verteilungen bekannt, aber nicht für alle LM/ Problem Bestimmungsgrenzen
Wissensstand		
Korrektheit	low	
Zuverlässigkeit	low	Bessere Datengrundlage als BLS, da Verteilung bekannt und Quelle dokumentiert/ bessere Datenquelle als Überwachung, da keine Verdachtsproben
Plausibilität	low	vorab Ringversuche der teilnehmenden Labore
Wissenschaftlicher Hintergrund	medium	Nicht immer die modernsten analytischen Verfahren
Stabilität	medium	Aufgrund relativ hoher Nachweis-, Bestimmungsgrenzen einzelner Labore teilweise starke Abhängigkeit es Ergebnisses von den Nachweis-, Bestimmungsgrenzen
Subjektivität		
Verfügbare Alternativen	medium	BLS, Literaturrecherche, Lebensmittelüberwachung
Übereinstimmung von Stakeholdern und Fachkollegen	low	Akzeptierte beste verfügbare Datengrundlage für die Risikobewertung
Einfluss äußerer Rahmenbedingungen	low	Kein Einfluss bekannt
Interesse des Bewerter bestimmten Werte zu bevorzugen	low	Keine Auswahlmöglichkeit des Bewerter

7.2 Ergebnisse Szenario 1

Bei Verwendung der Angaben zu Kupfergehalten des BLS in Szenario 1 ergibt sich in der deutschen Bevölkerung eine durchschnittliche Exposition von 0,30 mg pro Tag gegenüber Kupfer durch den Verzehr von Obst. Damit hat Obst einen Anteil von 13% an der Gesamtkupferaufnahme aus Lebensmitteln von 2,39 mg pro Tag, wie sie für die deutsche Bevölkerung auch von Flynn et al. (2009) basierend auf dem Ernährungssurvey ermittelt wurde. Die Gesamtaufnahme von Kupfer eines deutschen Durchschnittsverzehrers liegt deutlich über der angegebenen Referenzzufuhr, überschreitet aber nicht den UL. Demnach werden 20-30% des Tagesbedarfes an Kupfer durch den Verzehr von Obst gedeckt und der UL für Kupfer wird mit 6% durch den Verzehr von Obst ausgeschöpft.

Ergebnisse Szenario 2

Im LM-M wurden in den Jahren 1998 bis 2005 Analysen in insgesamt 24 Lebensmitteln der Gruppe Obst durchgeführt. Diese 24 Lebensmittel können auf verschiedene Weise den 195 im ES angegebenen BLS-Kodes zugeordnet werden. Dabei wurden beispielsweise die Analysenergebnisse für „290305 Pflaume“ den BLS-Kodes „F220011 Pflaumen“, „F220111 Pflaumen frisch“ und „F220153 Pflaumen frisch gedünstet“ zugeordnet. Extrapolationen auf ähnliche verzehrte Lebensmittel wie Zwetschge oder Mirabelle, sowie industriell verarbeitete Lebensmittel wie Saft, Konfitüre oder Konserven wurden jedoch nicht vorgenommen. Damit war eine Zuordnung zu 35% (68 Lebensmittel-Kodes) der im ES protokollierten BLS-Kodes möglich. Diese decken jedoch insgesamt 94% der Gesamtverzehrsmenge aus der Kategorie Obst ab. Trotzdem ergibt sich in Szenario 2 eine Kupferexposition über den Verzehr von Obst von nur 0,165 mg pro Tag. Das sind lediglich 54% der in Szenario 1 auf Basis des BLS ermittelten Kupferexposition gegenüber Obst.

Beitrag einzelner Obstarten zur Kupferaufnahme in Szenario 1 und 2

Neben den Unterschieden bei der Gesamtaufnahme von Kupfer aus Obst treten ebenfalls Unterschiede in den Anteilen auf, mit denen einzelne LM-Gruppen zur Gesamtexposition beitragen. Mit 27% haben Äpfel den höchsten Anteil an der Kupferaufnahme über Obst, wenn die BLS-Daten verwendet werden (siehe Abbildung 18).

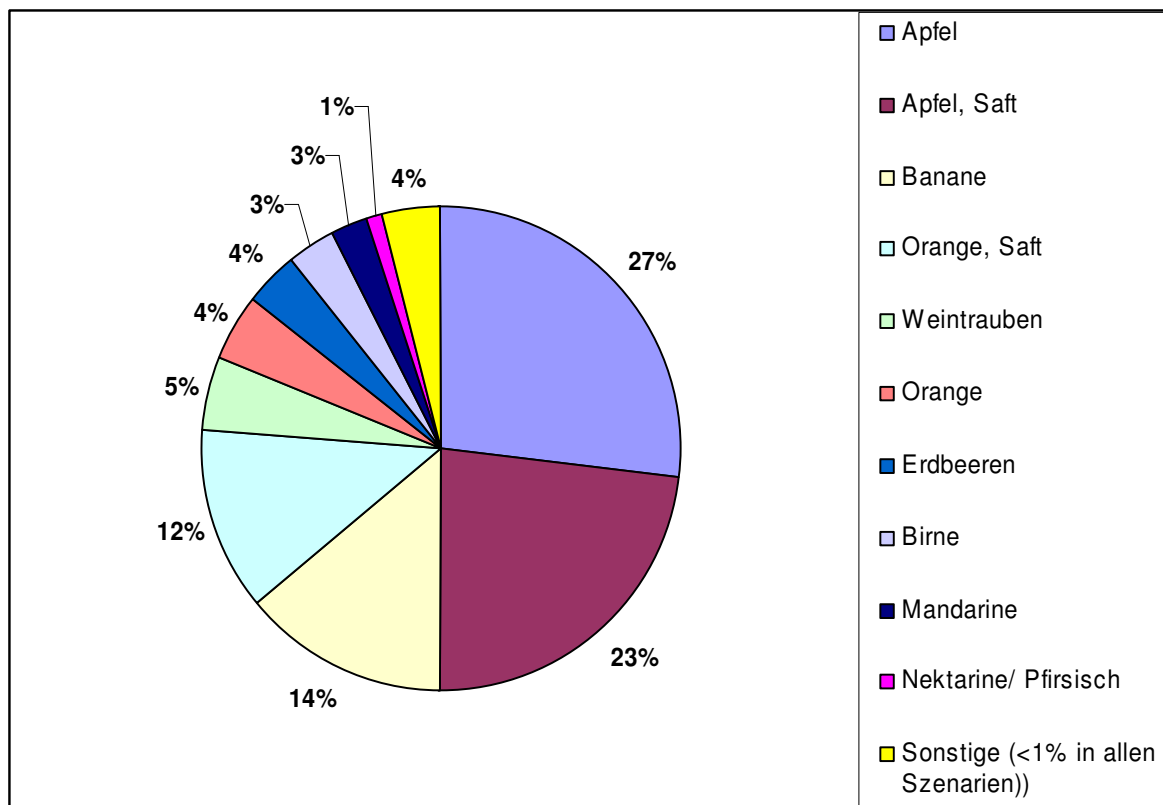


Abbildung 18: Anteile einzelnen LM-Gruppen an der Kupferaufnahme durch den Verzehr von Obst in Szenario 1 (Basierend auf dem Ernährungssurvey und dem BLS)

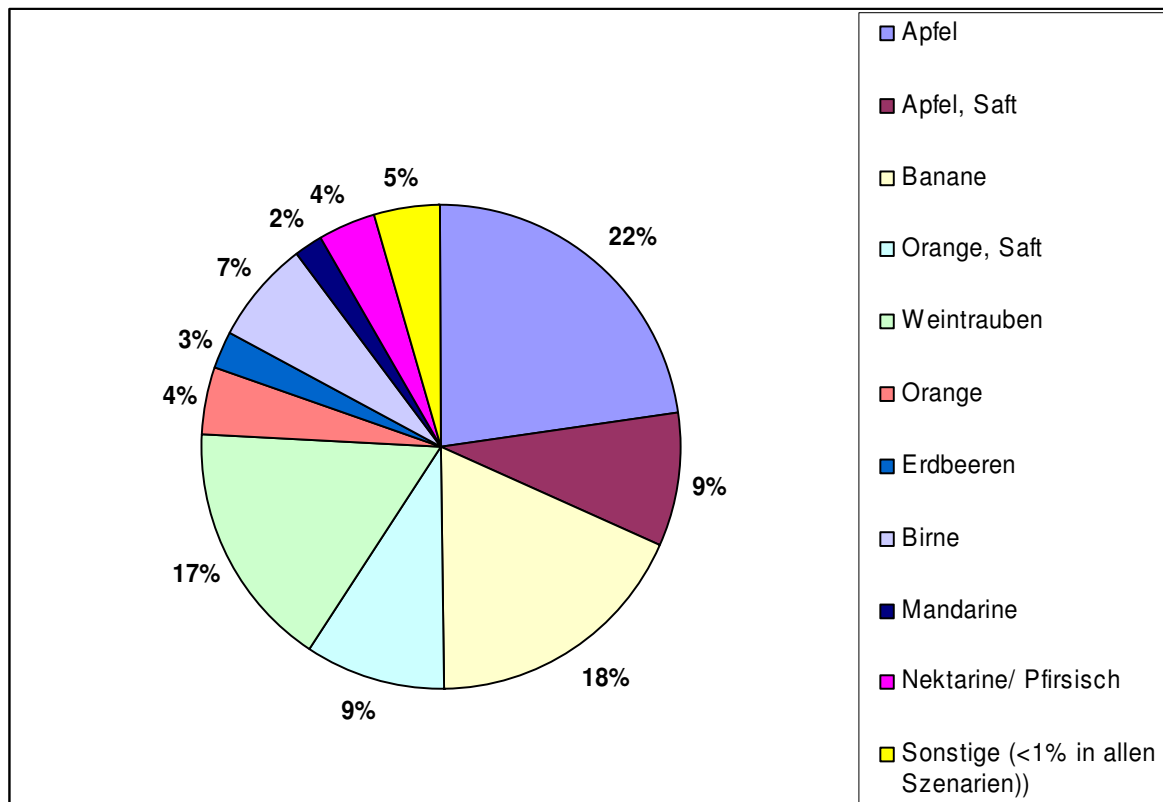


Abbildung 19 Anteile einzelnen LM-Gruppen an der Kupferaufnahme durch den verzehr von Obst in Szenario 2 (Basierend auf dem Ernährungssurvey und dem LM-M)

Bei Nutzung der LM-M-Daten für die Schätzung sinkt dieser Anteil auf nur 22%, Apfel bleibt aber die Hauptkupferquelle innerhalb der betrachteten LM (siehe Abbildung 19). Für Apfelsaft dagegen ist mit dem geringeren Schätzwert für den Anteil von 9% basierend auf dem LM-M gegenüber 23% basierend auf dem BLS auch eine Verschiebung in der Rangfolge vom zweitbedeutendsten Lebensmittel zum viertbedeutendsten verbunden.

7.3 Parameterunsicherheit in Szenario 2

Um die Stichproben-Unsicherheiten aus dem LM-M zu berücksichtigen, können die zuvor abgeleiteten und im Anhang dargestellten Konfidenzintervalle für die Mittelwerte verwendet werden. Dies soll zunächst in Form eines deterministischen Ansatzes durchgeführt werden. Dabei bezieht sich deterministisch nur auf die Variation und Unsicherheit der Gehalte. Für die Verzehrsmengen werden im probabilistischen Sinne die empirischen Werte verwendet. Als deterministische Werte für die Gehalte werden der mittlere Gehalt und der hohe Gehalt verwendet, um die Variabilität abzubilden. Zusätzlich werden vier Szenarien berechnet, die den Bereich der Unsicherheit deterministisch widerspiegeln, in dem für Mittelwert und 95-tes Perzentil jeweils die untere und obere Konfidenzschranke verwendet werden. In allen sich daraus ergebenden sechs Szenarien werden die realen Verzehrsmengen der einzelnen Personen mit dem jeweilig festen Wert der Gehalte multipliziert.

Betrachtet man die Unsicherheit im deterministischen Fall indem ein mittlerer Verzehr mit mittleren Gehalten multipliziert wird, so ergibt sich durch die Stichprobenunsicherheit des Parameters in Szenario 2 eine untere Grenze für die mittlere Aufnahme von 0,15 mg pro Tag und eine obere Grenze von 0,19 mg pro Tag (markierte Punkte im oberen Bereich der y-Achse in Abbildung 20). Dies entspricht einer unsicherheitsbedingten Abweichung von 10% nach unten und 12% nach oben. Für ein zweites deterministisches Szenario, in welchem der mittlere Verzehr mit dem 95-ten Perzentil der Kupfergehalte multipliziert wird, ergibt die sich eine mittlere Exposition aus Obst von 0,30 mg pro Tag. Die Aufnahmewerte für Kupfer unter Verwendung des Konfidenzintervalls für das 95-te Perzentil der Gehalte liegen bei einer unteren Grenze von 0,25 mg pro Tag und einer oberer Grenze von 0,34 mg pro Tag (markierte Punkte im oberen Bereich der y-Achse in Abbildung 20). Mit Abweichungen von 18% nach unten und 13% nach oben erhält man erwartungsgemäß eine höhere Unsicherheit für die hohe Aufnahme als für die Mittelwertschätzung.

Wie für Mittelwert und 95-tes Perzentil könnten theoretisch beliebig viele deterministische Szenarien berechnet werden, um die ganze Varianz der Gehaltsdaten abzubilden. Hier wurden die drei Verteilungskurven aus Abbildung 20 alternativ mittels der Lognormalverteilung extrapoliert. Da die Verknüpfung der 95-ten Perzentilsschätzungen nicht zum 95-ten Perzentil der Gesamtexposition führt, sondern diese deutlich überschätzt, wird für die Darstellung vereinfachend angenommen, dass die ermittelten Werte dem 99-ten Perzentil der Exposition entsprechen. Damit lassen sich in Abbildung 20 Varianz und die Parameterunsicherheit der Kupfergehalte für Szenario 2 darstellen. Die Varianz der Gehalte in Abbildung 20 ist durch die jeweiligen Verteilungskurven dargestellt, während die Unsicherheit sich durch die Kurvenschar ergibt, die zwischen den beiden hellblauen Verteilungen denkbar ist.

Die mittlere dunkelblaue Kurve in Abbildung 20 kennzeichnet die Aufnahmeverteilung von Kupfer, die resultiert, wenn man den mittleren Verzehr mit allen Punkten der Verteilung der Gehalte multipliziert. Jeder Punkt der mittleren dunkelblauen Kurve repräsentiert eine Schätzung unter deterministischer Annahme eines festen Gehaltes und des mittleren Verzehrs. Im unteren Bereich dieser Kurve liegen also die Aufnahmewerte, die resultieren, wenn alle Obstsorten bei mittlerem Verzehr nur geringe Kupfergehalte aufweisen. In Analogie ergeben sich die Schätzwerte für die Kupferaufnahme bei mittlerem Verzehr und unter Annahme von hohen Gehalten in allen Obstsorten im oberen Bereich der dunkelblauen Verteilung. Die Verteilungsfunktion in Abbildung 20 stellt also die Varianz der Kupfergehalte dar.

Die Parameterunsicherheit wird dagegen durch die beiden hellblauen Kurven markiert. Die linke hellblaue Kurve in Abbildung 20 markiert dabei einen unteren Bereich der Parameterunsicherheit, in dem die jeweiligen unteren Konfidenzschranken an allen Punkten der Verteilung verwendet und mit dem mittleren Verzehr multipliziert wurden. Analog gilt dies für die Kombination der jeweils oberen Konfidenzschranken, die eine Unsicherheitsgrenze nach oben darstellen.

Können systematische Fehler ausgeschlossen werden, bilden die beiden hellblauen Kurven den jeweils sehr unwahrscheinlichen Fall ab, dass die Gehalte für alle Lebensmittel tatsächlich gleichzeitig am unteren bzw. oberen Rand des Konfidenzgebietes liegen.

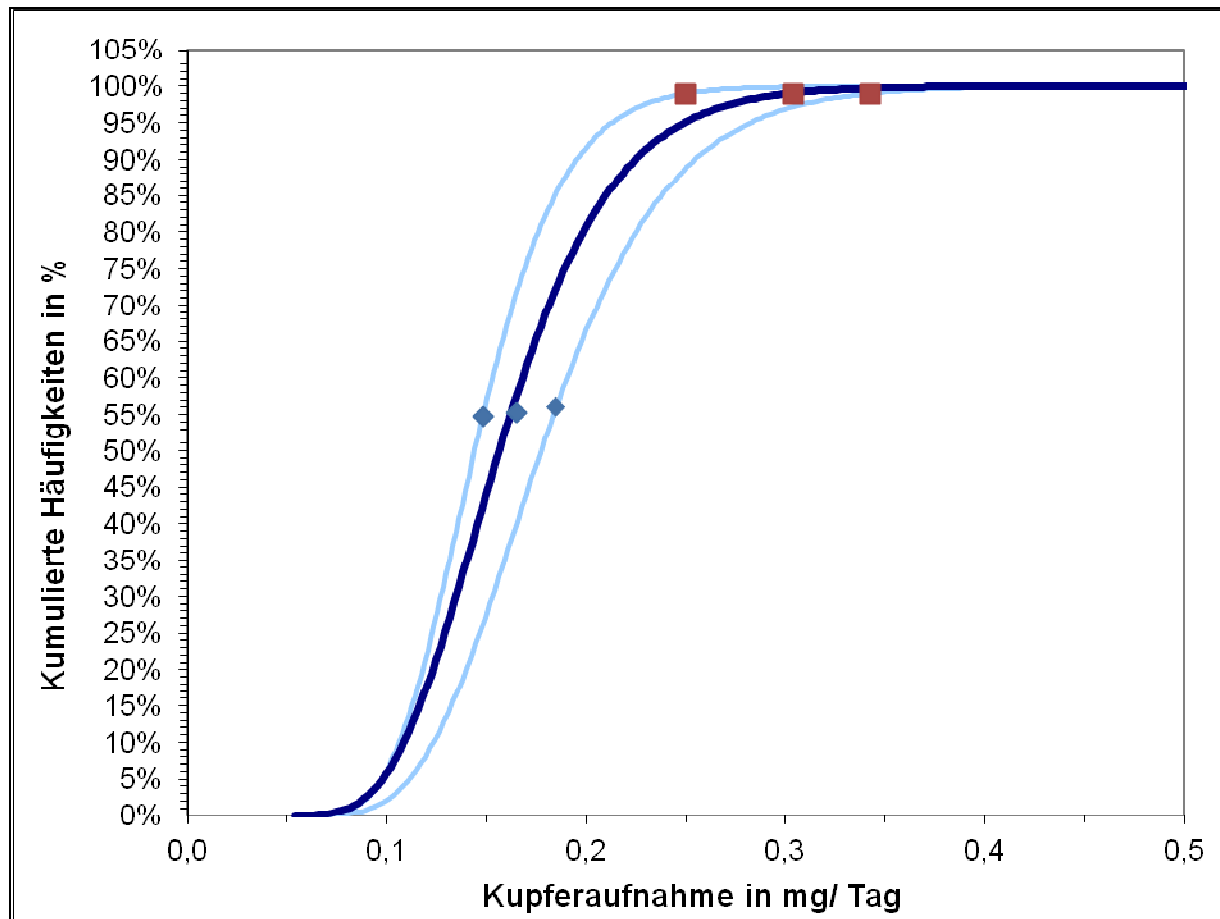


Abbildung 20: Darstellung der Unsicherheiten als Konfidenzbereiche für die Expositionsverteilung der Kupferaufnahme bei durchschnittlichem Obstverzehr (Daten des Ernährungssurvey) und unter Berücksichtigung von Variabilität und Unsicherheit der Kupfergehalte im LM-M

Die Aufnahme bei mittlerem Verzehr und dem 95-ten Perzentil der Gehalte (oberer Punkt der dunkelblauen Kurve) liegt in der Höhe der geschätzten mittleren Aufnahme aus dem BLS in Szenario 2. Im Gegensatz dazu, dass der BLS eher mittlere Gehalte angibt, charakterisiert die Aufnahmemenge basierend auf dem 95-ten Perzentil die Aufnahmemengen von Personen, die über längere Zeiträume alle Obstsorten mit deutlich über dem Durchschnitt liegenden hohen Kupfergehalten verzehren. Ein solches Szenario ist aufgrund des globalisierten Lebensmittel-Handels ziemlich unwahrscheinlich.

In Abbildung 20 sind demnach zwar Variabilität und Unsicherheit der Kupfergehalte dargestellt, die Variabilität und Unsicherheit des Verzehrs ist jedoch nicht dargestellt. Indem man in analoger Weise zur mittleren Aufnahme eine niedrige Aufnahme (5-tes Perzentil) und eine hohe Aufnahme (95-tes Perzentil) darstellt, die sich aus den unterschiedlichen deterministischen Szenarien für niedrige, mittlere und hohe Gehalte

ergeben, kann auch die Dimension der Varianz des Verzehrs wie in Abbildung 21 grafisch veranschaulicht werden.

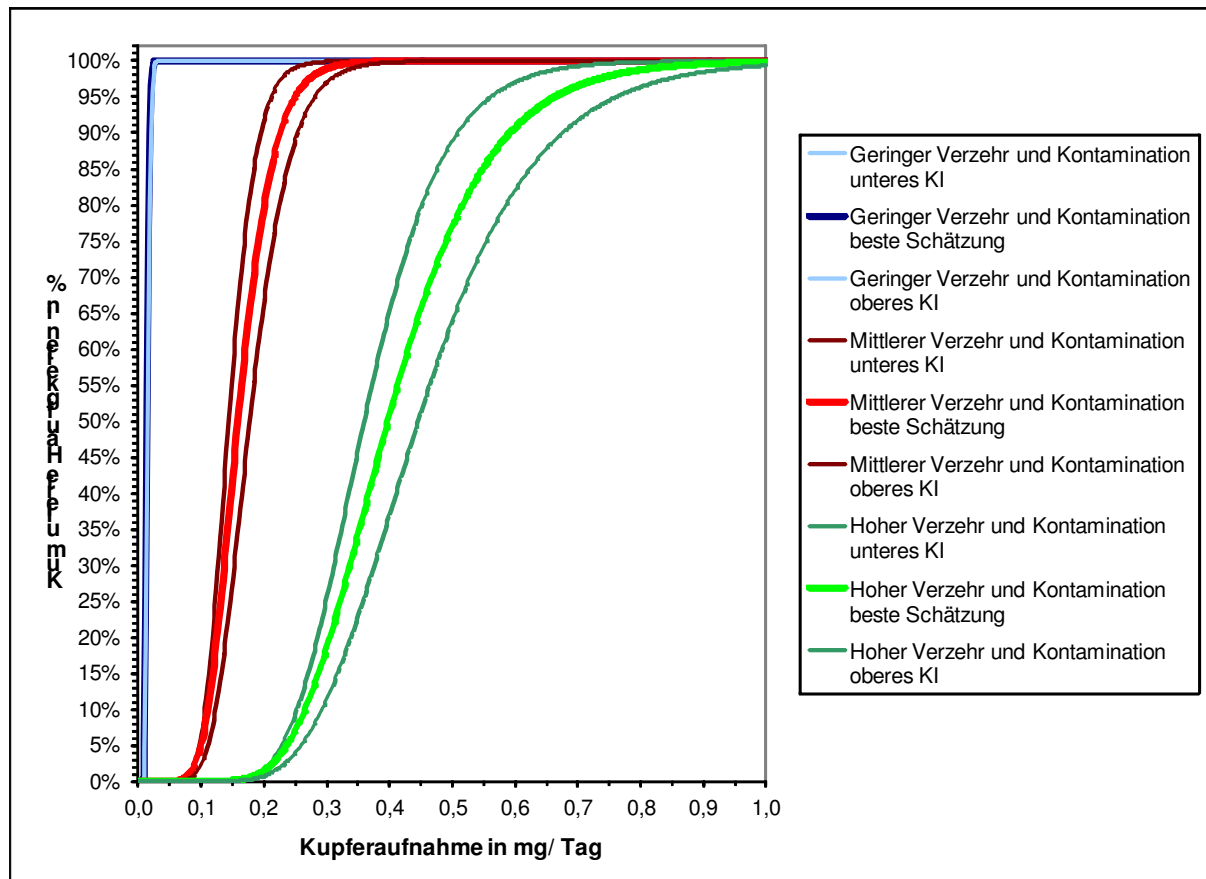


Abbildung 21: Darstellung der Unsicherheiten im deterministischen Modell als Konfidenzbereiche für die Expositionsverteilung unter zusätzlicher Visualisierung der Variabilität des Verzehrs von Obst (Daten des Ernährungssurvey) symbolisiert durch die unterschiedliche Einfärbung der Verteilungen und unter Berücksichtigung der Variabilität (Verteilungen) der Kupfergehalte im LM-M

Der Bereich zwischen der roten Kurvenschar (5-tes Perzentil der Aufnahme) und der grünen Verteilungen (95-tes Perzentil der Aufnahme) symbolisiert die Varianz im Verzehrverhalten. Die blauen Verteilungen sind wie in Abbildung 20 die Schätzungen bei mittlerem Verzehr und unterschiedlichen Gehalten bzw. deren Unsicherheit. Damit ist auf Seite der Gehaltsdaten ein rein deterministischer Ansatz verwendet worden, um Varianz in Verzehr und Gehalten, sowie die Unsicherheiten bei den Gehalten graphisch darzustellen. Die tatsächliche Aufnahme liegt (ausgenommen evtl. Unsicherheiten beim Verzehr) zwischen den beiden extremen Kurvenverläufen.

Wie bereits erläutert, wurde bislang auf Seite der Gehaltsdaten der Einfachheit halber ein deterministischer Ansatz verwendet und durch die Kombination mehrerer deterministischer Szenarien wurden Rahmenbereiche für die Schätzung der Kupferauf-

nahme abgeleitet, die Variabilität und Unsicherheit der Kupfergehalte berücksichtigt. Im nächsten Schritt soll in einem probabilistischen Modell, die Unsicherheit und Variabilität in den Gehalten über eine zwei-dimensionale Monte-Carlo-Simulation berücksichtigt werden. Das bedeutet, dass im ersten Schritt jeweils drei zufällige Werte aus dem Konfidenzbereich für Mittelwert, Median und 95-tes Perzentil für das jeweilige Lebensmittel gezogen werden. Dadurch wird die Unsicherheit in den Parametern simuliert. In einem zweiten Schritt wird die Variabilität der Gehalte simuliert, indem aus einer Lognormal-Verteilung zufällig ein Wert gezogen wird. Diese Lognormal-Verteilung wird auf Basis der drei zuvor ermittelten Parameter definiert und am linken Rand beim Wert 0 abgeschnitten. Auch am rechten Rand wird eine Begrenzung der Werte vorgenommen, indem der Wert für das obere Konfidenzintervall des 95-ten Perzentils mit 50 multipliziert wird. Der Faktor 50 wurde abgeleitet, in dem bei den Stichproben des LM-M jeweils der maximale Wert ins Verhältnis zum 95-ten Perzentil gesetzt wurde. Von den sich über die verschiedenen Lebensmittel ergebenden Faktoren wurde ein oberer Wert als Default abgeleitet. In einzelnen seltenen Fällen lässt sich aus den auf diese Weise geschätzten Parametern keine Lognormal-Verteilung definieren. In diesen Fällen wurde der Wert für das 95-te Perzentil korrigiert, in dem der Mittelwert mit dem Faktor 4,25 multipliziert wurde. Dieser wurde als maximaler Wert ermittelt, der für alle Lebensmittel die Schätzung einer Lognormal-Verteilung erlaubte. Die sich auf diese Weise ergebenden Gehalte wurden den empirischen Werten für den Verzehr zugespielt und aus den auf individueller Ebene multiplizierten Werten ergibt sich die Verteilung der Aufnahme. In Abbildung 22 ist die so ermittelte probabilistische Aufnahmeschätzung im Vergleich zu den bereits in Abbildung 21 dargestellten deterministischen Schätzungen dargestellt.

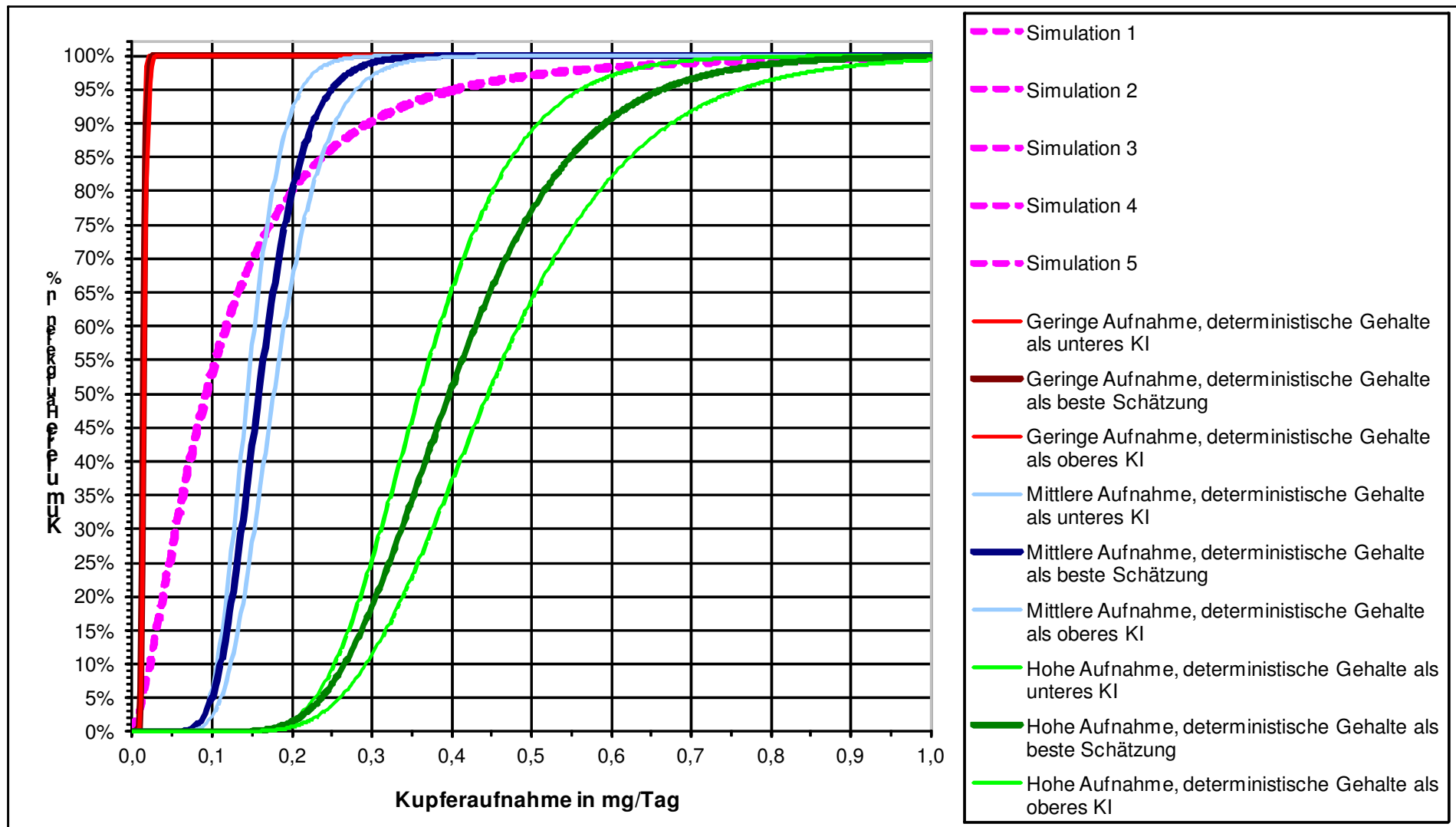


Abbildung 22: Gegenüberstellung von deterministischem Modell wie in Abbildung 21 und fünf Simulationen im probabilistischen Modell. Für die jeweiligen Verteilungen wurde der Verzehr konstant gehalten und die deterministischen Verteilungen stellen somit die Variabilität der Gehalte dar.

In Abbildung 22 lässt sich erkennen, dass die im deterministischen Modell abgeleiteten Unsicherheitsbereiche die Kurven des probabilistischen Modells begrenzen. Die Unterschiede, die sich aus den 5 verschiedenen Simulationsdurchgängen ergeben sind sehr gering, so dass die ermittelte probabilistische Schätzung als numerisch weitestgehend stabil anzusehen ist.

In den bisherigen Abbildungen wurde jeweils der Verzehr für die dargestellten Verteilungskurven konstant gehalten und die Variabilität durch die unterschiedliche Lage und Farbe der Kurven dargestellt. Damit ließen sich Variabilität und Unsicherheit der Gehalte gut getrennt darstellen. Zum Vergleich mit dem probabilistischen Modell ist in Abbildung 23 ergänzend eine andere Perspektive desselben Sachverhaltes gewählt worden. Hier ist nun für jede dargestellte Verteilung die Höhe der Gehalte konstant gehalten und die Variabilität des Verzehrs in der Kurve dargestellt. Die Variabilität der Gehalte ergibt sich in Abbildung 23 aus der unterschiedlichen Lage der Kurven sowie deren Farben. Anhand dieser Darstellung ist ersichtlich, dass die probabilistische Modellierung eine ähnliche Verteilungsschätzung der Aufnahme ergibt, wie die deterministische Schätzung auf Basis der mittleren Gehalte. Die anderen deterministischen Verfahren unter- oder überschätzen die Exposition systematisch im Vergleich zur probabilistischen Schätzung. Dabei kann nicht automatisch davon ausgegangen werden, dass die probabilistische Schätzung tatsächlich die beste Anpassung an die wahre Exposition darstellt. Bei dieser Schätzung ist von einer Unabhängigkeit der Höhe der Gehalte in den einzelnen Lebensmittelgruppen unterstellt. Diese Annahme kann zumindest für Teile der Bevölkerung falsch sein. Hier kann sich durch regionale, saisonale Clusterung oder durch bestimmte Verzehrsgewohnheiten, wie vorwiegender Verzehr von ökologischen Produkten, eine Korrelation ergeben, die zu anderen probabilistischen Aufnahmeschätzungen führen würde. Diese würden sich jedoch alle im dargestellten Rahmen der beiden extremsten deterministischen Schätzungen bewegen. In Abbildung 23 ist aus Gründen der Übersichtlichkeit nur eine der 5 Simulationen dargestellt, da diese wie bereits in Abbildung 22 gezeigt nahezu aufeinander fallen.

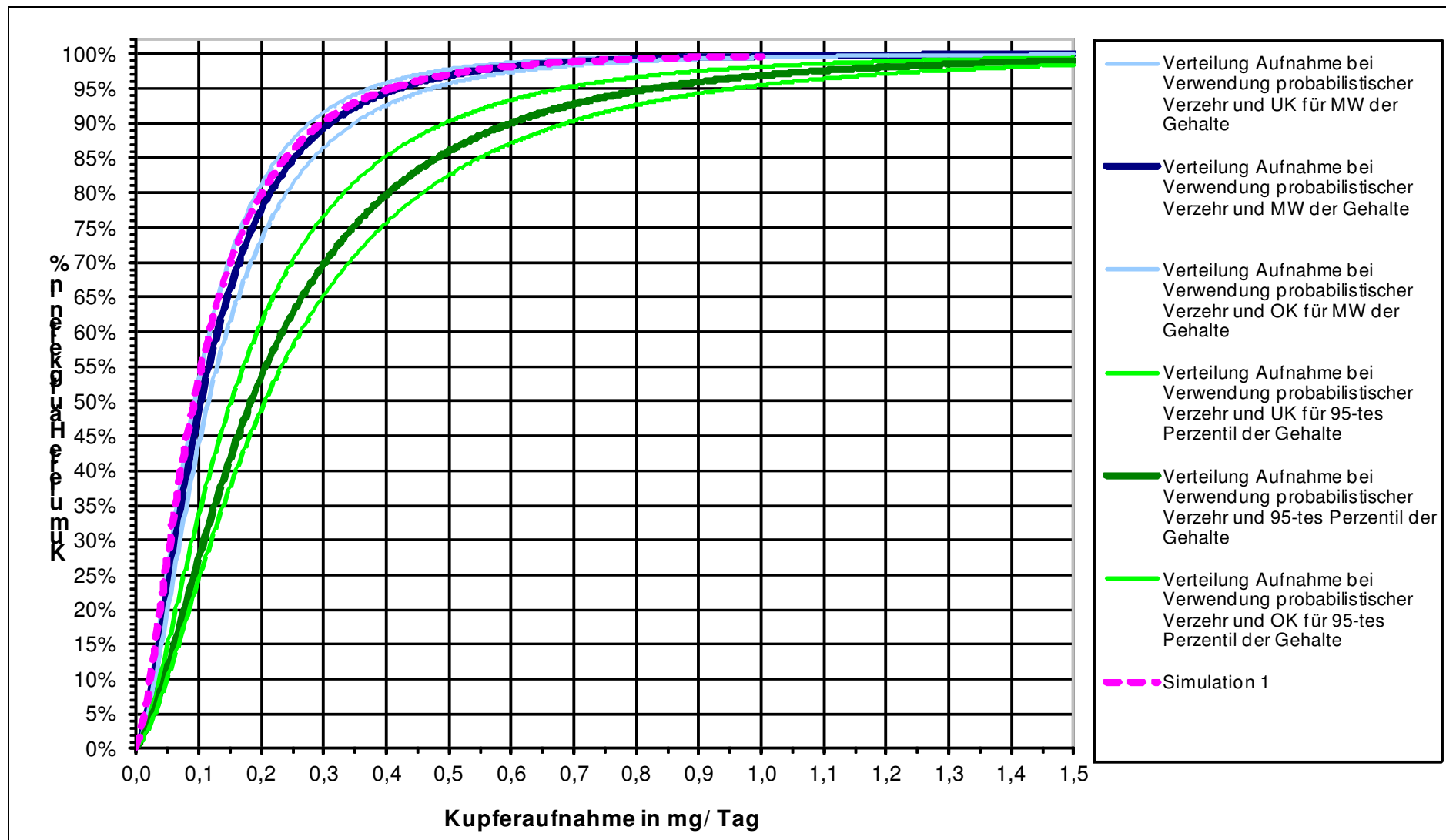


Abbildung 23: Gegenüberstellung von deterministischem Modell wie in Abbildung 21 und fünf Simulationen im probabilistischen Modell. Für die jeweiligen Verteilungen wurden die Gehalte konstant gehalten und die deterministischen Verteilungen stellen somit die Variabilität des Verzehrs dar.

7.4 Welchen Einfluss hat die Lebensmittelgruppierung?

Die in den vorangehenden Abschnitten dieses Kapitels durchgeführten Aufnahmeschätzungen für Kupfer sind auf der feinsten möglichen Gruppierung des BLS durchgeführt worden. Der Vorteil dieses Vorgehens liegt darin, dass sich eine höhere Aussagekraft bzgl. des unterschiedlichen Anteils der einzelnen LM-Gruppen an der Gesamtaufnahme ergibt. Nachteilig ist, dass dies mit einem hohen Aufwand beim Abgleich der Gruppen für die Gehaltsdaten und der Verzehrdaten verbunden ist. Außerdem ist wie bereits in den oberen Berechnungen bei Verwendung des Lebensmittel-Monitorings erwähnt möglicherweise nicht für jedes verzehrte Lebensmittel ein Kupfergehalt dokumentiert und es resultieren Datenlücken, die zu einer Unterschätzung führen oder zu Unsicherheiten durch die Verwendung von Daten vergleichbarer Lebensmittel. Bei den oberen Berechnungen ist dieser Nachteil für den BLS nicht so offensichtlich. Letztlich ist dies aber auch hier der Fall, da im BLS wie beschrieben zwar für jedes Lebensmittel ein Gehalt dokumentiert ist, diese aber zu großen Teilen auch durch Berechnungen und nicht auf analytischem Weg generiert wurden.

Alternativ könnte die Berechnung der Aufnahme auch auf Ebene gröberer Lebensmittelgruppen und einem mittleren Wert der Gehaltsdaten in jeder Gruppe erfolgen. Der Vorteil hierfür ist, dass dies aufgrund der geringeren Anzahl an Lebensmittelgruppen mit geringerem Aufwand durchzuführen ist und Datenlücken scheinbar reduziert werden. Der Nachteil ist die geringere Genauigkeit und Aussagekraft hinsichtlich des Einflusses spezifischer Lebensmittel auf die Gesamtaufnahme.

Beide Ansätze sollen im Folgenden am Beispiel der Kupferaufnahme Gesamt und aus Obst verglichen werden. Dazu wird unter Verwendung des BLS im Beispiel Kupfer auf verschiedenen Aggregationsstufen gerechnet. Der BLS bietet sich für diese Art der Auswertung an, da er hierarchisch aufgebaut ist und bereits Gehalte auch für die jeweils übergeordneten Lebensmittelkategorien abgeleitet wurden. Die oben bereits durchgeführten Berechnungen sind unter Verwendung des kompletten Codes mit 7 Stellen erfolgt. Vergleichend wird stufenweise jeweils eine hintere Kodestelle durch „0“ ersetzt und dann für 6-stelligen bis 1-stelligen Code gerechnet. In Einzelfällen existierten keine Oberkategorien, so dass ein Kupfergehalt anders festgesetzt werden musste. In diesen Fällen wurde im konservativen Sinn der höchste Wert aller Lebensmittel der nächst niedrigeren Kategorie verwendet.

In Tabelle 18 sind die absoluten Veränderungen für die Kupferaufnahme von Obst bezogen auf das Körpergewicht in Abhängigkeit der im BLS berücksichtigten Stellen dargestellt. Prozentual ergibt sich eine maximal 24 % höhere Schätzung für das 5-te Perzentil, maximal 13 % bzw. 6 % höhere Schätzung für Median und Mittelwert, sowie eine maximal 10 % höhere Schätzung für das 95-te Perzentil.

Tabelle 18: Unterschiede für Parameter der Aufnahmeverteilung von Kupfer aus Obst in Abhängigkeit von der Gruppierung des Bundeslebensmittelschlüssels (BLS) in mg/kg Körpergewicht und Tag

Anzahl berücksichtigte Stellen im BLS	Perzentil 5	Median	Mittelwert	Perzentil 95
7	0,00029	0,00302	0,00411	0,01156
6	0,00029	0,00302	0,00411	0,01156
5	0,00029	0,00313	0,00421	0,01181
4	0,00029	0,00303	0,00407	0,01130
3	0,00029	0,00300	0,00392	0,01070
2	0,00033	0,00315	0,00397	0,01045
1	0,00036	0,00342	0,00435	0,01173

Die Nichtbeachtung der 7-ten, 6-ten und 5-ten Stelle des BLS führen dabei kaum zu Auswirkungen. Von der 5-ten bis zur 2-ten Stelle verringert sich die Variabilität in der Aufnahme gemessen am Abstand des 95-ten zu 5-tem Perzentil. Daraus resultiert die Gefahr, dass das 95-te Perzentil eher unterschätzt und das 5-te Perzentil überschätzt wird. Der Anstieg bei der letzten Stufe ist vermutlich auf die Ersetzung der nicht im BLS abgebildeten Gruppenwerte durch den jeweils höchsten Wert zurückzuführen.

Unabhängig vom Grad der Aggregation hat das Abschneiden innerhalb der Lebensmittelgruppe Obst nur sehr geringe Auswirkungen von unter 1% auf die Gesamtaufnahme an Kupfer.

Neben der Auswirkung auf die Höhe der Schätzung wird zudem die Veränderung auf die Rangfolge der Lebensmittelgruppen in Bezug auf den Beitrag zur Gesamtaufnahme betrachtet. Bei Reduzierung des BLS-Kodes auf die ersten beiden Stellen ergeben sich die 6 Untergruppen: „Obst, andere“, „Kernobst“, „Steinobst“, „Beerenobst“, „Südfrüchte“, „Zitrusfrüchte“. Im linken Kreisdiagramm ist der Beitrag der Lebensmittelgruppen bei Verwendung des kompletten 7-stelligen BLS-Kodes dargestellt. Als Vergleich dazu ist im rechten Kreisdiagramm der Beitrag der sechs Lebensmittelgruppen bei Reduzierung des BLS auf die beiden ersten Stellen dargestellt.

stellt. Daraus wird ersichtlich, dass die Aggregation keinen entscheidenden Einfluss auf die Anteilsschätzung der einzelnen Gruppen hat.

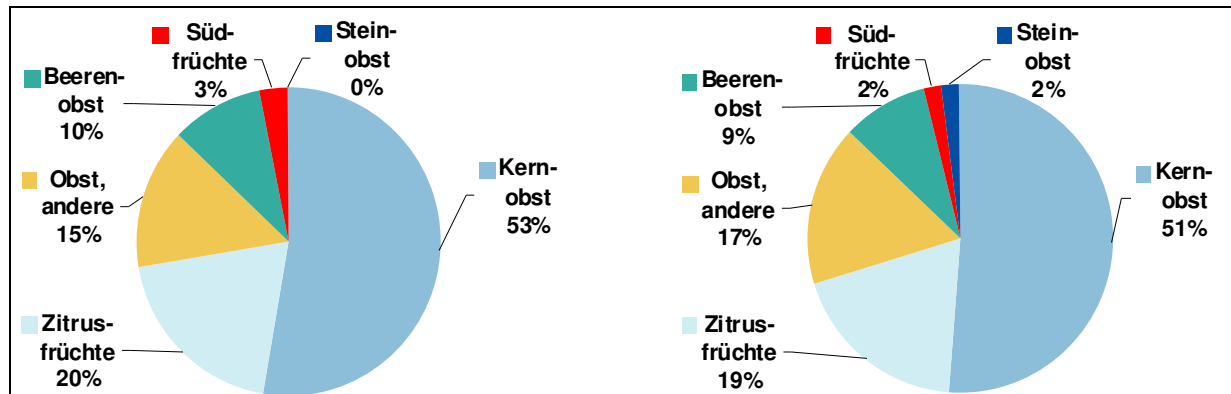


Abbildung 24: Beitrag einzelner Lebensmittelgruppen zur Aufnahme von Kupfer über Obst bei Verwendung des kompletten Bundeslebensmittelschlüssels (BLS) (links) bzw. des auf die ersten beiden Stellen reduzierten BLS (rechts)

Für die Prüfung epidemiologischer Zusammenhänge ist es wichtig, ob die Rangfolge in der Aufnahme einzelner Individuen beeinflusst wird (Hoffmann et al., 2002). Um diesen Aspekt zu beleuchten, sind in Abbildung 25 ebenfalls die Ergebnisse der Aufnahmeschätzung basierend auf dem kompletten BLS (7-Stellen) und basierend auf die ersten beiden Stellen reduzierten BLS verglichen. Dazu wurden die Kupferaufnahmen aller Personen bei beiden Schätzungen in je eine Rangfolge gebracht. Die vergebenen Ränge sind gegeneinander in Abbildung 25 aufgetragen. Wenn alle Ränge aller Befragten in beiden Schätzungen gleich wären, müsste sich eine Gerade im 45°-Winkel ergeben. Die Punkte in Abbildung 25 weichen leicht nach links und rechts von dieser Geraden ab. Je größer der Abstand zur 45°-Linie desto höher der Grad der Unter- bzw. Überschätzung. Aus Abbildung 25 ist ersichtlich, dass die Unterschätzung (rote Punkte) durch den auf die ersten zwei Stellen reduzierten Kode auf individueller Ebene größer ist als die Überschätzung (grün markierte Punkte). Diese Beobachtung scheint jedoch von den konkreten Daten und Kontaminanten abzuhängen, da in einer vergleichbaren französischen Studie die höher aggregierten Lebensmittelgruppen konservativere Schätzungen ergeben, als die Schätzung auf dem feinstmöglichen Grad der Detaillierung (Tressou et al., 2004).

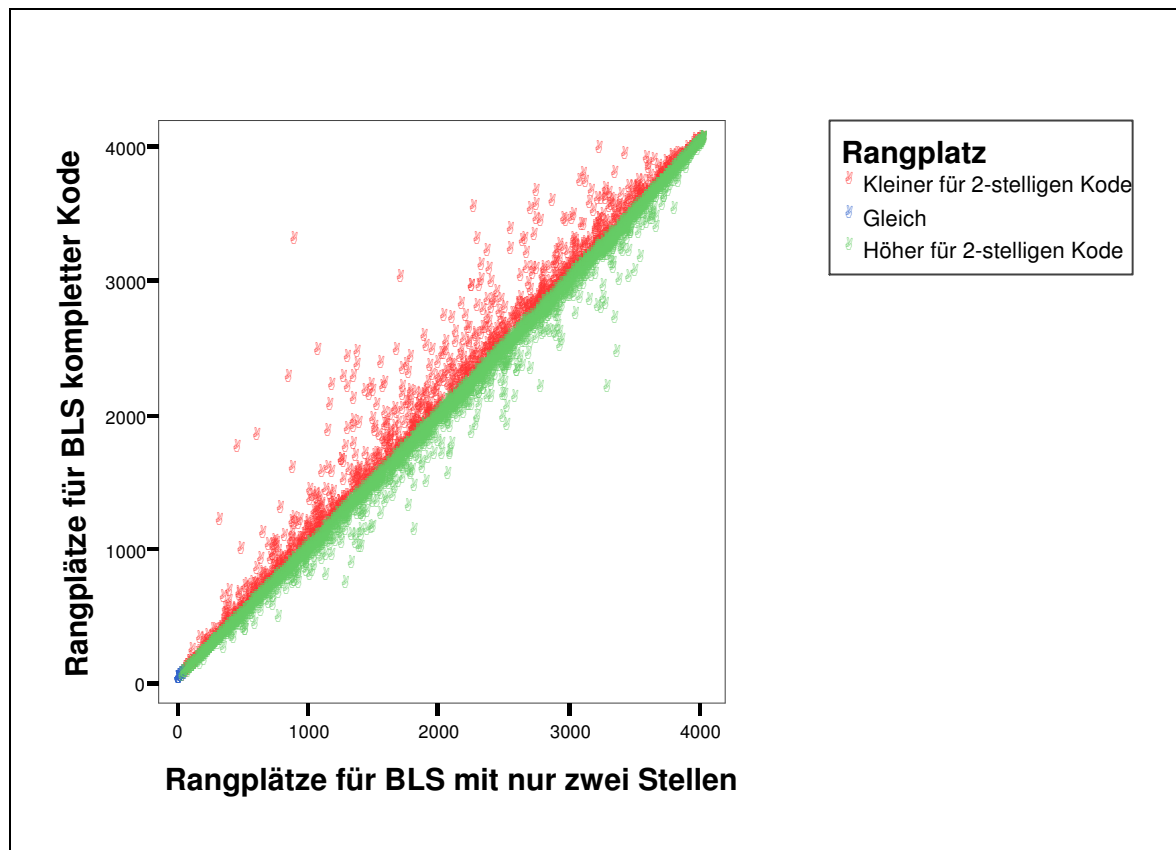


Abbildung 25: Vergleich der Rangplätze für die Aufnahmeschätzung von Kupfer unter Verwendung des vollständigen Bundeslebensmittelschlüssels (BLS) und des auf die ersten zwei Stellen reduzierten BLS für Obst

Unterschiedliche Ränge müssen nicht zwangsläufig mit großen absoluten Differenzen beider Schätzungen verknüpft sein. Gleichzeitig kann bei benachbarten Rängen der Abstand zwischen beiden Schätzungen sehr groß sein. Deshalb ist es sinnvoll, das Ausmaß der Abweichung zusätzlich durch Bildung von Quintilen zu betrachten. Betrachtet werden dabei die Fehlklassifikationen, bei denen in beiden Berechnungen eine Zuordnung zu unterschiedlichen Quintilen ergeben. Wenn die Rangfolge sich nur geringfügig ändert, ohne dass sich eine Zuordnung zu einem anderem Quintil ergibt, dann ist dies als unproblematisch anzusehen. Die Zuordnungen sind in Abbildung 26 dargestellt. Die Abbildung ist identisch zu Abbildung 25 bis auf die Einfärbungen. Die blau markierten Punkte markieren die Personen, bei denen sich zwar der individuelle Rang zwischen beiden Schätzungen der Kupferaufnahme über Obst unterscheidet, bei denen sich aber keine veränderte Zuordnung zu den Quintilen ergibt. Die in Abbildung 26 rot dargestellten Punkte markieren Personen, bei denen die Schätzung über den auf zwei Stellen reduzierten BLS eine Zuordnung zu einem geringeren Quintil ergibt, als bei Verwendung des kompletten BLS. Entsprechend

sind durch die grünen Punkte diejenigen Personen gekennzeichnet, für die sich ein höheres Quintil bei Nutzung des auf zwei Stellen reduzierten BLS ergibt. Insgesamt werden 9% der Werte einem anderen Quintil in den beiden Schätzungen zugeordnet. Davon werden 5% einem geringeren Quintil und 4% einem höheren Quintil zugeordnet, wenn der zweistellige anstelle des kompletten BLS-Kodes verwendet wird. Insgesamt dominieren jedoch die blauen Markierungen in Abbildung 26, so dass sich trotz der aus Abbildung 25 ersichtlichen häufigen Verschiebungen bei den individuellen Rängen vergleichsweise geringe Auswirkungen auf die Zuordnung zu den Quintilen der Verteilung ergeben,

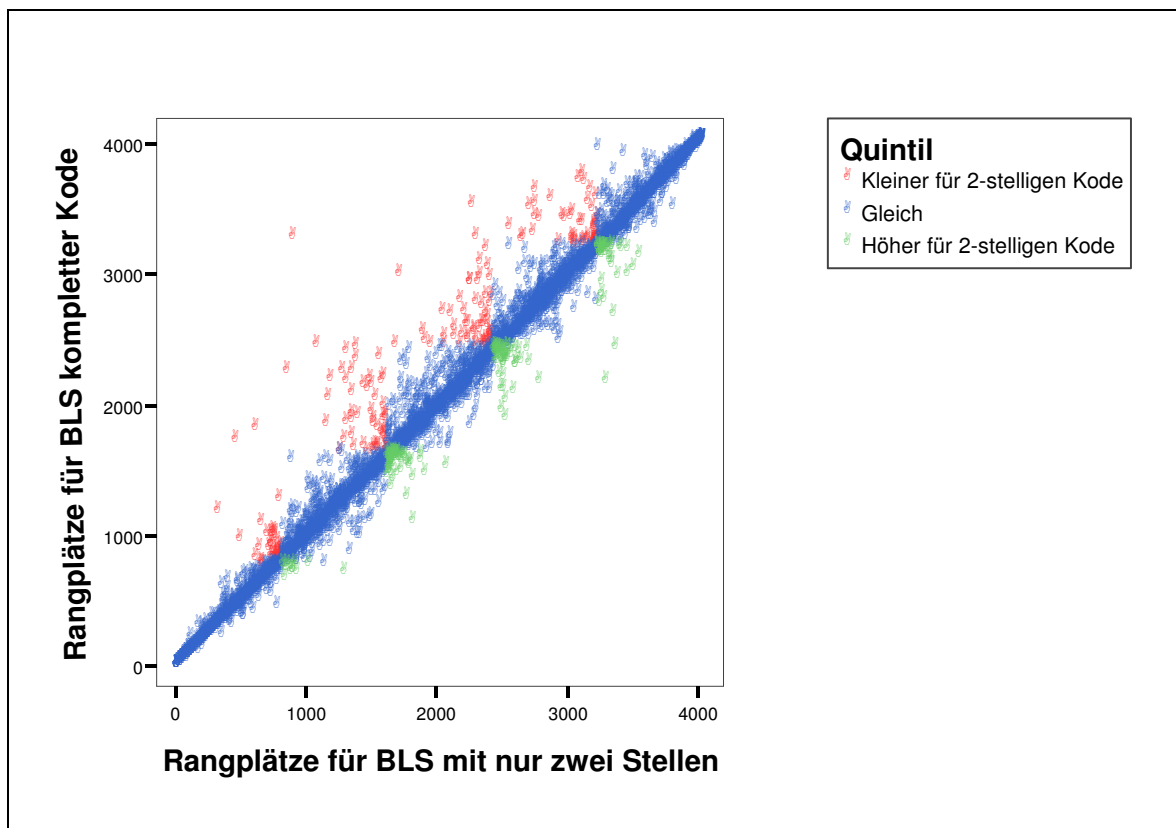


Abbildung 26: Vergleich der Rangplätze und Zuordnung zu Quintilen der Aufnahmeschätzungen von Kupfer unter Verwendung des vollständigen Bundeslebensmittelschlüssels (BLS) und des auf die ersten zwei Stellen reduzierten BLS für Obst

8. DISKUSSION

8.1 Schema zur qualitativen Bewertung der Unsicherheiten

Zur Prüfung der Hypothese, dass die in Deutschland verfügbaren Verzehrsdaten und Daten über das Vorkommen von Stoffen in Lebensmitteln eine ausreichende Sicherheit in Bezug auf die Verwendung in deterministischen und probabilistischen Expositionsschätzungen aufweisen wurden entsprechende qualitative Unsicherheitsbewertungen nach einem für diesen Zweck abgeleiteten Schema durchgeführt. Generell ist die qualitative Bewertung der Unsicherheiten sowohl als vorbereitender Schritt zur weiteren Quantifizierung einiger Unsicherheiten, als auch zur Diskussion der nicht quantifizierbaren Unsicherheiten erforderlich (Sluijs et al., 2004).

Dabei hat sich das Schema zur Bewertung als hilfreich erwiesen. Als zwingend notwendig wird die textliche Beschreibung der Unsicherheiten angesehen. Die schematische Darstellung mit der Vergabe von Scores ist nützlich, um einen schnellen Überblick zu erhalten, ist aber ohne eine ausführliche Beschreibung und Diskussion der Unsicherheiten nicht ausreichend und mit einem Informationsverlust verbunden. Die verbale Unterlegung der Scores für die einzelnen Kriterien, wie sie Abbildung 3 bis Abbildung 5 zu entnehmen ist, hat sich als hilfreich erwiesen, den Grad der Subjektivität bei der Vergabe der Scores zu verringern. Durch die Adaption des NUSAP-Bewertungsansatzes, können die verschiedenen Unsicherheiten nicht nur identifiziert, sondern auch in standardisierter und leicht nachvollziehbarer Form quantifiziert werden (Sluijs et al., 2004).

Damit konnte auch dem berechtigten Einwand Rechnung getragen werden, dass Abstufungen der Unsicherheitsgrade wie „wahrscheinlich“ oder "möglich“ keine eindeutige Beschreibung liefern und deren Interpretation sehr subjektiv ist und stark vom Zusammenhang abhängt, in denen diese genutzt werden (Janssen et al., 2003). In den qualitativen Bewertungen wurde bewusst vorzugsweise auf die Grenzen 0, 0,25, 0,5 und 0,75 zurückgegriffen, da die Vergabe von Werten zwischen diesen Werten als willkürlich empfunden wurde. Es bleibt zu überdenken, ob generell eine Einschränkung auf diese Abstufung sinnvoll ist oder den Bewertern die volle Bandbreite der Scores ermöglicht werden soll.

Gerade bei der Bewertung von Datenquellen würde es sich zudem anbieten, diese in einem größeren Expertengremium abzustimmen, wie im NUSAP-Ansatz von Sluijs et al. (2005) für einzelne Risikobewertungen vorgeschlagen. Da diese Bewertungen einmalig erfolgen, wäre der Aufwand im Gegensatz zu dem bei einer spezifischen Risikobewertung vertretbar. Allerdings sind auch die bekannten Nachteile und Probleme bei der statistischen Analyse verschiedener Expertenmeinungen zu berücksichtigen (Sluijs et al., 2004).

Bei der Entwicklung des Schemas für die qualitative Bewertung wurde in Erwägung gezogen, ein getrenntes Schema für die qualitative Bewertung für Verzehrdaten und Daten zum Vorkommen der Agenzien in Lebensmitteln anzuwenden. Das hier entwickelte Schema hat sich bei Anwendung auf die hier bewerteten Datenquellen jedoch als flexibel und praktikabel genug erwiesen, um die wesentlichen Unsicherheiten beider Typen von Datenquellen zu beschreiben.

Als nicht sehr hilfreich hat sich die letzte Spalte zur Bewertung der Richtung der Unsicherheit erwiesen. In den meisten Fällen der Beispiele war es nicht möglich eine eindeutige Richtung anzugeben. Das ist damit zu begründen, dass es zwar möglich ist, die Unsicherheiten von Datenquellen zu benennen und zumindest auch semiquantitativ zu bewerten, aber oft gibt es verschiedene Möglichkeiten, diese Unsicherheiten in einer Risikobewertung zu adressieren. Beispielsweise würde die Unsicherheit, die aus der geringen Anzahl Protokolltage in dem 2x 24h-Recall resultieren, bei direkter Verwendung der Schätzungen auf Basis aller Befragter möglicherweise zu einer Unterschätzung der Aufnahme führen. Grund hierfür ist die Unterschätzung des Anteils Verzehrer in Kurzzeitbefragungen und damit ein unverhältnismäßig hoher Anteil von Nullwerten des Verzehr. Diese Unsicherheit kann jedoch vom Bewerter auch dadurch aufgefangen werden, dass er sich nur auf die Verzehrsmengen der Verzehrer stützt oder andere Informationen nutzt, um die Schätzungen des Anteils Verzehrer zu korrigieren und von Kurz- auf Langzeitverzehr zu extrapolieren (Klaveren et al., 2012). In diesen Fällen kann nicht mehr von einer Unterschätzung ausgegangen werden. Bekannt ist dies auch vom Umgang mit Werten unter der Nachweis- bzw. Bestimmungsgrenze. Erst in Kenntnis dessen, ob diese bei Verwendung der Datenquelle in einer konkreten Risikobewertung durch Lower-Bound-, Middle-Bound-, Upper-Bound-Schätzungen

oder durch probabilistische Schätzungen ersetzt werden (EFSA, 2010), kann entschieden werden, ob diese in einer Unter- oder Überschätzung resultieren. Deshalb kann in zukünftigen qualitativen Bewertungen möglicherweise auch auf diese Spalte verzichtet werden.

Im Schema zur qualitativen Bewertung von Unsicherheiten wurde nicht mit dem sonst häufig als Qualitätsmerkmal deklarierten Stichwort der Repräsentativität gearbeitet, da dies irreführend sein kann. Die Repräsentativität einer Datenquelle lässt sich nur im Vergleich bestimmter Merkmale der Stichprobe mit der Grundgesamtheit feststellen. Ob diese Merkmale jedoch relevant in der entsprechenden Auswertung sind oder nicht, ist keine Frage der Datenquelle. Deshalb wurde aufgeführt, welche Merkmale der Stichprobe bewusst gesteuert und vergleichbar zur Grundgesamtheit sind. Basierend darauf kann dann bei den spezifischen Risikobewertungen darauf Bezug genommen werden, ob die Daten unter der dort betrachteten Fragestellung repräsentativ sind oder nicht. Es ist jedoch auch darauf hinzuweisen, dass keine der diskutierten Verzehrsstudien spezifische in der Risikobewertung bedeutsame aber für die Gesamtbevölkerung irrelevante Ernährungsweisen, wie Fischverzehr bei Anglern oder Wildverzehr bei Jägern, erfassen kann (Finley et al., 1994; Haldimann et al., 2002; Carriquiry, 2003; Heinemeyer, 2011). Hierfür müssen eigene speziell auf die Zielgruppe zugeschnittene Stichprobenverfahren und Erhebungsinstrumente eingesetzt werden.

Ähnlich wurde mit der Aktualität der Daten verfahren. Hier wurde es nicht als sinnvoll angesehen, diese als Qualitätsmerkmal aufzunehmen, da die Bewertungen sonst selbst einer ständigen Aktualisierung bedürften. Indirekt wird dies jedoch beim Stand der Wissenschaft mit berücksichtigt.

Im Gegensatz zu anderen Ansätzen, wurde in der qualitativen Bewertung auf die Ableitung eines Gesamtscores für die Unsicherheiten (z.B. als Mittelwert der einzelnen Scores) verzichtet. Wie bereits an der Trennung in optimalen und ungünstigen Fall ersichtlich, kann je nach Problemstellung die Wichtung der einzelnen Aspekte unterschiedlich ausfallen. Zudem ist die Vergabe der Scores für die einzelnen Kriterien nur als Orientierung gedacht, um einen schnellen Überblick zu erhalten. Diese sind jedoch nicht in dem Maße quantifiziert, dass sinnvoll mit Abstandsmaßen und darauf basierenden statistischen Berechnungen gearbeitet

werden kann. Eine Reduzierung der Unsicherheiten von Datenquellen auf einen einzelnen Wert wird auch nicht als sinnvoll angesehen, da dies dem Wesen der Unsicherheitsanalyse entgegenlaufen würde, eine differenzierte Betrachtungsweise anzuregen.

Insgesamt kann das Schema zur qualitativen Bewertung der Unsicherheiten von Datenquellen somit auch für zukünftige Bewertungen empfohlen werden, wobei gegebenenfalls auf die Angabe der Richtung der Unsicherheiten verzichtet werden kann.

8.2 Qualitative Unsicherheiten der Datenquellen

Basierend auf dem zuvor diskutierten Schema wurden die qualitativen Unsicherheitsbetrachtungen verschiedener Datenquellen für die Expositionsschätzung durchgeführt. Es liegt bereits in der Natur der qualitativen Unsicherheitsbetrachtung, die zu bewertenden Aspekte zu diskutieren. Deshalb ist die Diskussion zu diesem Punkt bereits im Ergebnisteil integriert und wird hier nicht geführt. Eine Ausnahme stellt der BLS dar, der aktuell wesentlichen Weiterentwicklungen unterzogen ist, die im folgenden mitdiskutiert werden sollen, da diese zukünftig zu einer Reduzierung der Unsicherheiten beitragen können. Zuvor soll jedoch die Stichprobengröße in Verzehrsstudien als weitere Ausnahme diskutiert werden. Streng genommen, müsste hier für alle Verzehrsstudien ein höherer Grad der Unsicherheit vergeben werden. Es ist bekannt, dass zur Schätzung der Obst- und Gemüseaufnahme eine Stichprobengröße von 1000 bis 4000 Befragten benötigt wird, um die mittlere Aufnahme mit 5%-Genauigkeit zu schätzen (Volatier et al., 2002). Im Rahmen probabilistischer Modellierungen wurde gezeigt, dass Stichprobengrößen unter 10.000 Befragten zu unzuverlässigen Schätzungen der Aufnahme führen (Slob, 2006). Berücksichtigt man, dass auch die Aufnahmemengen von spezifischerer und demzufolge mit höherer Variabilität belegten Lebensmitteln ermittelt werden soll, dass in den meisten Fällen eine Schätzung auch in Untergruppen der Gesamtbevölkerung vorzunehmen ist und nicht nur die mittlere, sondern auch hohe Aufnahmen hinreichend exakt geschätzt werden sollen, so wird klar, dass die Stichprobengrößen aller Studien zu gering sind. Da jedoch die erforderlichen Stichprobengrößen nicht realistisch zu erheben sind und sich unter dem Blickwinkel der Praktikabilität abgeleiteten Empfehlungen der EFSA decken, wird dieser Punkt in den qualitativen Bewertungen nicht negativ gewertet (EFSA, 2009).

Durch die vielen im BLS enthaltenen Daten ist dieser einer ständigen Überarbeitung unterworfen. Um dennoch die Funktion des BLS als Instrument zur standardisierten und vergleichbaren Aufnahmeberechnung von Nähr- und Inhaltsstoffen zu gewährleisten, erfolgt die Aktualisierung des BLS versionsabhängig. Die hier verwendete Version 3 der Ausbaustufe II stammt aus dem Jahr 1999 und wurde im Sommer 2010 durch die Version 3.0 abgelöst. Diese enthält neben der Aktualisierung der Inhaltsstoffangaben auch eine strukturelle Überarbeitung der Daten¹². Während die Dokumentation der Nährwerte sich aufgrund des Einzeltabellenformates bislang als unzureichend erwiesen hat, soll nun durch die Überleitung der Daten in eine relationale Datenbankstruktur die Dokumentation und Transparenz deutlich verbessert werden (Hartmann et al., 2006). Das bedeutet, dass die Berechnungen, Faktoren und Quellen für Angaben in Basislebensmittel einfach nachvollziehbar sind. Zudem werden die enthaltenen Werte für die Basislebensmittel einer Qualitätsbewertung unterzogen (Jaeschke, 2007). Mit dieser Qualitätsprüfung wird es dem Nutzer erleichtert, die Validität der im BLS vorhandenen Daten zu erkennen und es wird der Bedarf für aktualisierte und verbesserte Daten aufgezeigt. Gleichzeitig wird die Grundlage geschaffen, auch mehrere Quellen und Einzelwerte zuzulassen und in begründeten Fällen eine Abweichung des Nutzers von den definierten Standardwerten ermöglicht. Während die Standardwerte vorwiegend auf für den deutschen Markt repräsentativen Angaben beruhen sollte, gibt es zahlreiche Untersuchungen regionaler Art oder für bestimmte Marktsegmente (z.B. ökologisch erzeugte Lebensmittel), die zusätzliche Informationen enthalten. Diese können für spezielle Auswertungen zur Abbildung spezifischer Ernährungsweisen zukünftig hilfreich sein.

Ein wichtiges Element der Umstrukturierung ist zudem der erleichterte Zugang zum BLS über ein entsprechendes Internetportal, sowie die Einführung unterschiedlicher Zugangsrechte für verschiedene Nutzer. Damit wird es ermöglicht auch eigene Daten BLS kompatibel zu verwalten und einem nur beschränkten Nutzerkreis zugänglich zu machen. Das würde beispielsweise zukünftig erlauben,

¹² Siehe <http://www.bls.nvs2.de/index.php?id=92>

Ergebnisse aus Schadstoffuntersuchungen in dieser Datenbank zu verwalten und diese somit auch direkt verknüpfbar mit Verzehrerhebungen zu speichern.

Derzeit sind auf nationaler und internationaler Ebene keine gleichförmigen Kodierungen für die Datensätze von Nährwertdatenbanken vorhanden. Deshalb ist es das Ziel des BLS die Lebensmittelklassifikationen und –beschreibungen europaweit zu vereinheitlichen (Hartmann et al., 2008b). Hierzu wird auf den international gültigen, multilingualen Thesaurus LanguaL („**L**angua **a**Limentaria“) oder das von der EFSA entwickelte Kodierungssystem FoodEx zurückgegriffen. Neben der europäischen Standardisierung ist ein wesentlicher Vorteil dieser Kodiersysteme die Loslösung von einem monohierarchischen und starren System, wie es der BLS mit dem 7-stelligen Schlüssel derzeit darstellt. Dabei wird durch die Einführung von Facetten die Beschreibung der Einzellebensmittel detaillierter möglich (Slimani und Valsta, 2002; EFSA, 2011b). Zudem ist es möglich, parallel mehrere Ordnungssysteme zu verwalten, die auf verschiedene Anwendungsgebiete und gesetzliche Regulationsbereiche zugeschnitten sind. Durch eine gleichzeitige Umstellung des ADV-Kodiersystems auf ein facettenbasiertes Kodiersystem wird damit auch eine wesentliche Quelle für Unsicherheiten geschlossen, die sich aus der nicht eindeutigen Abbildung von Lebensmittel aus dem ADV-Kodiersystem (Lebensmittel-Monitoring) und dem BLS (Verzehrsstudien) in der Expositionsschätzung ergeben.

Damit kann zu den Hypothesen (1a-e) wie folgt geschlussfolgert werden:

Die Daten des Lebensmittel-Monitorings können in der Regel mit geringen Unsicherheiten in der Expositionsschätzung eingesetzt werden. Als größte Quelle für Unsicherheiten ist die fehlende Aussteuerung der Stichprobe anzusehen. Die im Schema als „ungünstiger Fall“ beschriebenen Situationen mit größerer Unsicherheit treten eher selten auf.

Die Daten des BLS sind hier mit höheren Unsicherheiten bewertet, als die des Lebensmittel-Monitorings. Dies liegt jedoch möglicherweise nur an der fehlenden Dokumentation. Unabhängig davon kann der BLS nur für Langzeitaufnahmeschätzungen verwendet werden.

Letzteres gilt auch für die Daten des Ernährungssurvey. Für Langzeitaufnahmeschätzungen sind die Unsicherheiten als gering einzuschätzen. Trotz der geringen

Unsicherheiten sind für diese Altersgruppe inzwischen aufgrund der Aktualität die Daten der NVS II zu bevorzugen.

Für die Daten der VELS-Studie kann bis auf Expositionsschätzungen für sehr selten verzehrte Lebensmittel relativ uneingeschränkt bestätigt werden, dass Lang- und Kurzzeitaufnahmeschätzungen mit nur geringen Unsicherheiten in der Expositionsschätzung eingesetzt werden können.

Auch die Daten der Nationalen Verzehrsstudie II können mit nur geringen Unsicherheiten in der Expositionsschätzung von Lang- und Kurzzeitaufnahmeschätzungen eingesetzt werden. Dies gilt zumindest, wenn eine Kombination der verschiedenen Erhebungsinstrumente erfolgt. Die Unsicherheiten bei singulärer Verwendung der Erhebungsinstrumente wären höher zu bewerten.

8.3 Nutzung von ConFit zur Berechnung von Konfidenzintervallen

Ein Ziel der Arbeit war die Anwendung quantitativer Unsicherheitsanalysen zu erleichtern. Hierzu wurde ein Tool zur Berechnung von Konfidenzintervallen für mehrere Parameter einer Verteilung in einer Excelumgebung (unter Nutzung von @RISK) entwickelt.

An dieser Stelle sollen die Ergebnisse der Validierung des Tools *ConFit* dargestellt werden sowie die benötigte Anzahl Simulationen für die im Anhang tabellierten Ergebnisse abgeleitet werden.

Für die Validierung wurde zunächst eine Stichprobe aus 1.000 Werten der Standardnormalverteilung mit Mittelwert $\mu=0$ und Standardabweichung $\sigma=1$ generiert. Für diese wurden mit *ConFit* auf Basis von 100, 1.000 und 10.000 Simulationen die 95% Konfidenzintervalle berechnet. Diese lassen sich mit den theoretisch ermittelten Konfidenzintervallen vergleichen. Die theoretischen Konfidenzintervalle ergeben sich nach der in Kapitel 3.6 angegebenen Formel, wobei für die $k_{1-\alpha,FG}$ die Werte der Student-t Verteilung genutzt werden und die geschätzte Varianz der 1.000 generierten Werte verwendet wird. Damit ergibt sich für das theoretische

95%-Konfidenzintervall des Mittelwertes $K_{u/o} = \hat{\mu} \pm 1,962 \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{1000}}$ mit $\hat{\mu} = -0,009$

und $\hat{\sigma} = -1,037$ somit $K_u = -0,074$ und $K_o = 0,055$. Bei Berechnung der Konfidenzintervalle mit *ConFit* ergeben sich die in Tabelle 19 dargestellten Konfidenzintervalle

le. Diese zeigen, dass mit 1.000 Simulationen die theoretisch berechneten Konfidenzintervalle gut approximiert werden. Eine genauere Schätzung der oberen Intervallgrenze wird bei 10.000 Simulationen erreicht. Durch die BC_a -Korrektur ergeben sich hier kaum Unterschiede, da es sich nicht um eine verzerrte Stichprobe handelt und auch die Varianzschätzung nicht stark abhängig von der Mittelwertschätzung der einzelnen Bootstrap-Stichproben ist.

Tabelle 19: Gegenüberstellung theoretisch berechneter Konfidenzintervalle und mit ConFit simulierter Konfidenzintervalle bei verschiedenen Simulationszahlen.

Anzahl der Simulationen	Theo-retisch	100	1.000	10.000
Original-MW	-0,009	-0,009	-0,009	-0,009
Untere Grenze KI	-0,074	-0,061	-0,075	-0,074
Obere Grenze KI	0,055	0,057	0,058	0,056
Breite des KI	0,129	0,118	0,133	0,130
BCa-Korrektur				
Untere Grenze KI	-	-0,090	-0,075	-0,074
Obere Grenze KI	-	0,043	0,059	0,056
Breite des KI	-	0,133	0,134	0,130

Im Weiteren wird die Anzahl der benötigten Simulationen anhand der Standardnormalverteilung und anhand konkreter Beispiele aus dem Lebensmittel-Monitoring geprüft. Kriterium dabei ist, wie stabil die maximale Abweichung der oberen oder unteren Konfidenzgrenze zum Mittelwert der Ausgangsdaten ist. Es wurde jeweils mit 10, 100, 1.000 und 10.000 Simulationen gerechnet. Da das Ergebnis zudem abhängig vom gewählten Startwert der Zufallszahl sein kann, werden für jede Simulationsanzahl drei unterschiedliche Startwerte gewählt. Die Ergebnisse werden alle in grafischer Form wie in Abbildung 27 dargestellt und ausgewertet. Die Anzahl der Simulationen wurde für die Darstellung zur Basis logarithmiert, um eine übersichtlichere Verteilung auf der x-Achse zu erhalten.

Als erstes Beispiel wurde der Kupfergehalt von Hering aus dem Lebensmittel-Monitoring des Jahres 2004 ausgewählt. Dieses Beispiel ist gut geeignet, da es mit einer Stichprobengröße von 205 Werten nahezu die Anforderungen nach Conover des Lebensmittel-Monitorings erfüllt (Conover, 1971; BVL, 2004). Zudem liegen alle Werte über der Bestimmungsgrenze, so dass keine Punktmasse die Verteilungsform verzerrt und es ist kein Ausreißer enthalten. Aus der Abbildung ist ersichtlich, dass mit zunehmender Anzahl an Simulationen die Schätzungen der

prozentualen Abweichung der Konfidenzgrenzen vom Mittelwert stabiler werden. Es ist nicht auszuschließen, dass die Breite der Konfidenzintervalle unterschätzt wird, wenn zu wenige Simulationen vorliegen. Unterschiede, die für das Verfahren mit BC_a -Korrektur (blaue Markierungen) oder das Standard-Verfahren (rote Markierungen) sprechen, sind in Abbildung 27 nicht ersichtlich.

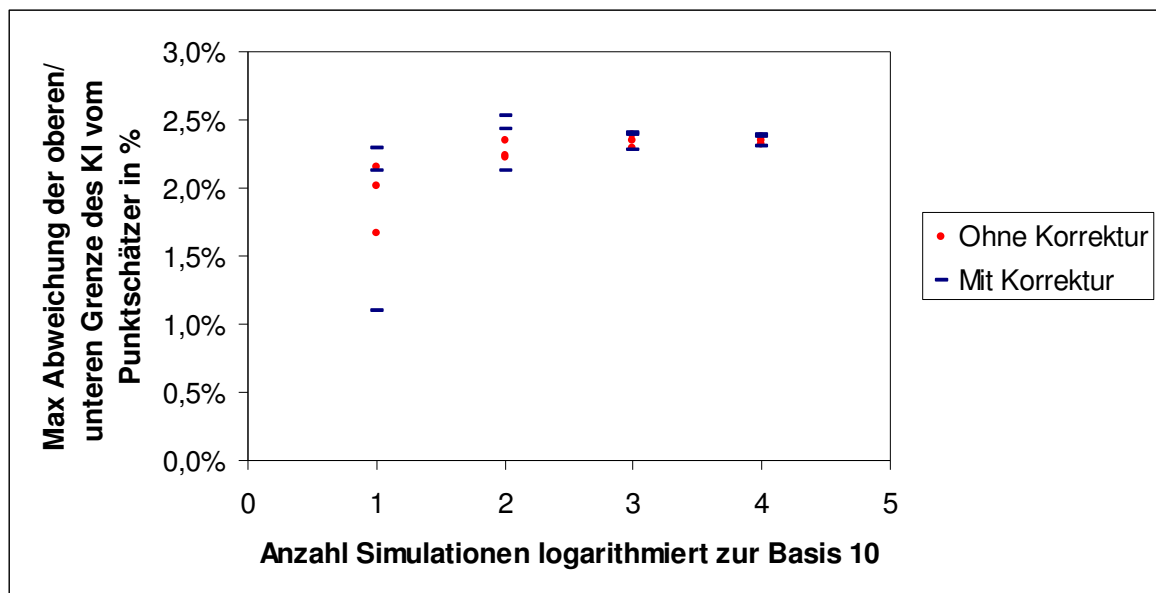


Abbildung 27: Darstellung der Konvergenz der Abweichungen der 95 %-Konfidenzgrenzen vom Mittelwert in Abhängigkeit von der Anzahl Simulationen für die Standard-Bootstrap-Schätzungen (rote Markierungen) und die BC_a -Korrekturen (blaue Markierungen). Beispiel aus dem Lebensmittel-Monitoring für Kupfergehalte in Hering aus dem Jahr 2004 (Basis 205 Werte, keine Werte unter der Bestimmungsgrenze).

Die Stabilität der Breite der Konfidenzintervalle kann sich für verschiedene Statistiken unterscheiden. In Abbildung 28 sind die relativen Konfidenzbreiten für andere Statistiken für das Beispiel Kupfergehalt von Hering angezeigt. Auch hier zeigt sich ein ähnliches Bild hinsichtlich der Konvergenz. Zwar unterscheiden sich die prozentualen Abweichungen der Konfidenzgrenzen, aber für alle Statistiken wird ab 1.000 Simulationen die Stabilität der Schätzungen erreicht. Nur für das 90 % Quantil sind Unterschiede zwischen der BC_a -Korrektur und den Standardwerten ersichtlich. In den meisten Fällen ist die Schätzung durch die BC_a -Korrektur konservativer als die der Standardintervalle.

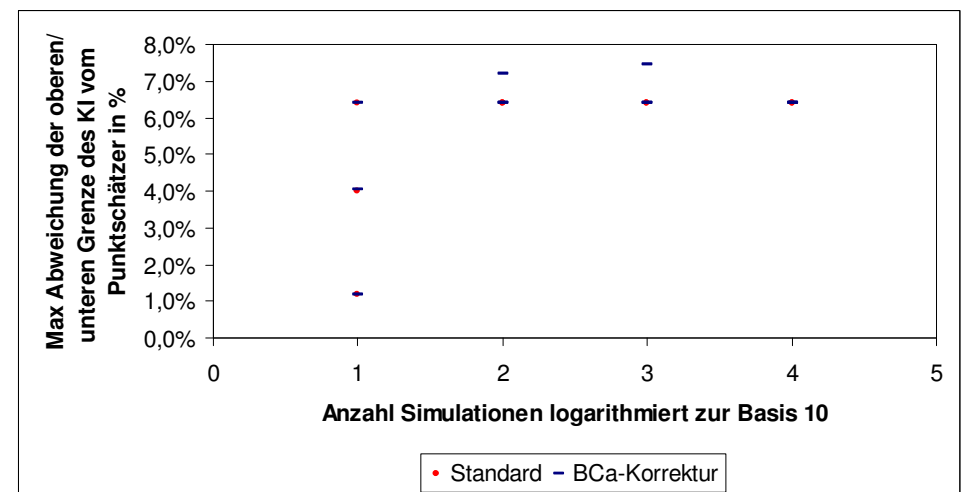
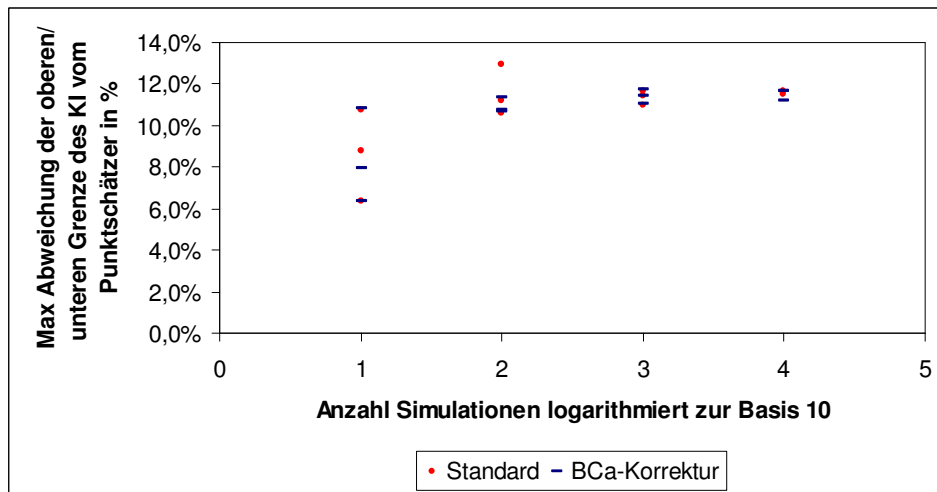
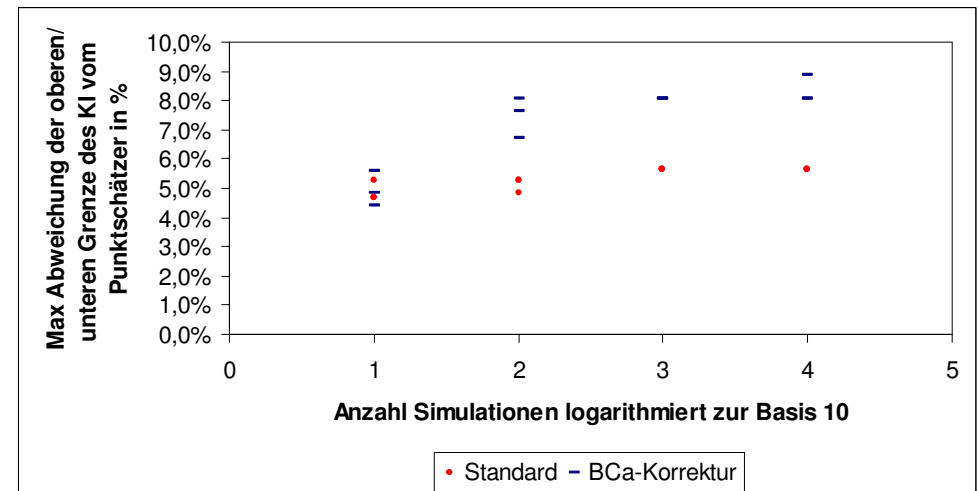
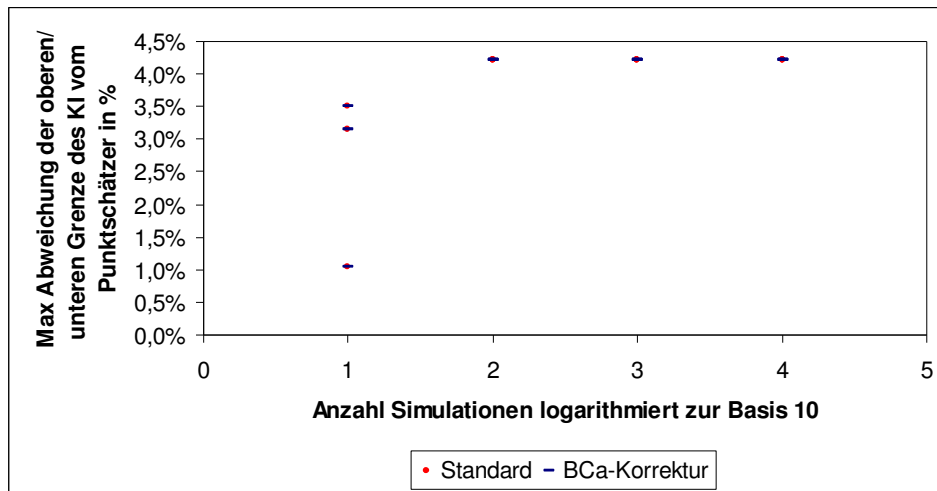


Abbildung 28: Abweichungen der Konfidenzgrenzen für verschiedene Statistiken in Abhängigkeit von der Anzahl Simulationen. Beispiel: Kupfergehalte in Hering aus dem LM-M des Jahres 2004 ($n=205$ Werte), Abweichungen bei Median (oben links), Standardabweichung (unten links), 90 %-Quantil (oben rechts) und 95 %-Quantil (oben links)

Weiterhin hängt die Konvergenz neben der Wahl der Zufallszahlen auch von der gewünschten Sicherheit, der Anzahl n der verfügbaren Werte in der Stichprobe und der Größe der Standardabweichung ab. Auch das Vorkommen von Ausreißern in der Stichprobe kann eine höhere Anzahl an Simulationen erfordern. Um diese Einflüsse zu untersuchen werden weitere Beispiele aus dem Lebensmittel-Monitoring angegeben und verglichen.

Der Einfluss der Anzahl n , der für die Schätzung verfügbaren Werte in der Ausgangsstichprobe, auf die Stabilität der Schätzung des Konfidenzintervalles wurde für den Kupfergehalt verschiedener Lebensmittel ermittelt. Dafür wurden zusätzlich zum obigen Beispiel Lebensmittel ausgewählt, die geringere Stichprobenumfänge haben, aber ebenfalls keine Ausreißer aufweisen und einen vernachlässigbaren Anteil an Werten unter der Bestimmungsgrenze:

- 290501 Ananas, Jahr 2004, 191 Werte, 95% bestimmbare Werte
- 250114 Spinat, Jahr 2005, 149 Werte, 98% bestimmbare Werte
- 150206 Reis, Jahr 2005, 108 Werte, 99% bestimmbare Werte
- 230403 Leinsamen, Jahr 2005, 62 Werte, 100% bestimmbare Werte
- 230501 Erdnuss, Jahr 2004, 22 Werte, 100% bestimmbare Werte

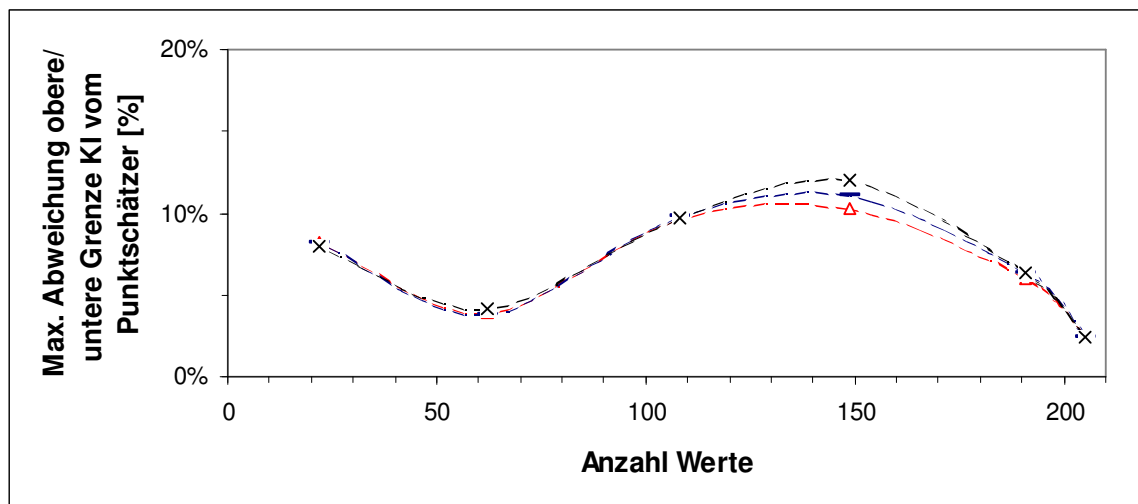


Abbildung 29: Abweichungen der Konfidenzgrenzen für den Mittelwert in Abhängigkeit vom Stichprobenumfang der Ausgangsstichprobe. Beispiel: Kupfergehalte in verschiedenen LM aus dem LM-M der Jahre 2004 und 2005 (Erdnuss, $n=22$ / Leinsamen, $n=62$ / Reis, $n=108$ / Spinat, $n=149$ / Ananas, $n=191$ / Hering, $n=205$), Simulation ohne BC_a -Korrektur

Der Einfluss auf die Schätzung des Mittelwertes ist in Abbildung 29 und Abbildung 30 dargestellt. Dabei ist ersichtlich, dass mit und ohne BC-Korrektur kein systematischer Einfluss erkennbar ist. D.h. die Breite der Konfidenzintervalle wird durch andere Einflüsse dominiert. Die Stabilität bei verschiedenen Zufallsstartwerten ist jedoch unabhängig vom Umfang der Ausgangsstichprobe bei 1.000 Simulationen erreicht, was durch das nahezu Übereinanderliegen der drei Kurven deutlich wird.

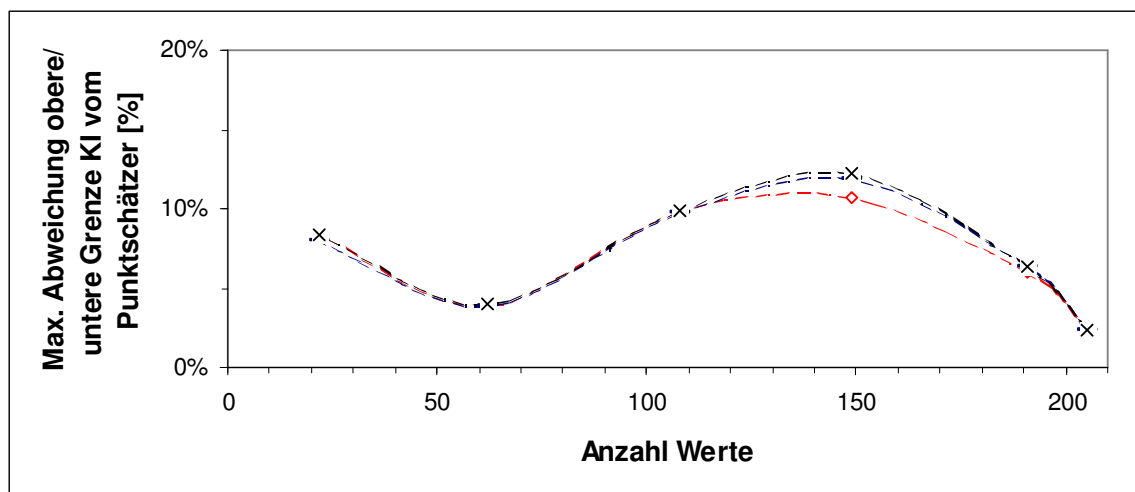


Abbildung 30: Abweichungen der Konfidenzgrenzen für den Mittelwert in Abhängigkeit vom Stichprobenumfang der Ausgangsstichprobe. Beispiel: Kupfergehalte in verschiedenen LM aus dem LM-M der Jahre 2004 und 2005 (Erdnuss, $n=22$ / Leinsamen, $n=62$ / Reis, $n=108$ / Spinat, $n=149$ / Ananas, $n=191$ / Hering, $n=205$), Simulation mit BC_a -Korrektur

Da in den oben dargestellten Beispielen offensichtlich der Einfluss der Stichprobengröße durch andere Einflüsse überlagert ist, soll dieser Einfluss zusätzlich an theoretischen Daten untersucht werden, bei denen andere Einflussgrößen außer dem Stichprobenumfang ausgeklammert werden. Dann ist eine Abnahme der Breite der Konfidenzintervalle bei wachsendem Stichprobenumfang zu erwarten. Dies wird am Beispiel der Standardnormalverteilung gezeigt, indem verschiedene Simulationen mit unterschiedlichen Stichprobenumfängen durchgeführt werden. In Abbildung 31 ist ersichtlich, dass die Breite der Konfidenzbereiche wie erwartet abnimmt. Die Stabilität der Schätzung der Abweichungen der Konfidenzintervalle ist in Abbildung 31 auf Basis der absoluten Abweichungen berechnet worden, da die zugrundeliegende Verteilung überall gleich ist und die prozentualen Abwei-

chungen aufgrund der Nähe der Werte zum Mittelwert von 0 in hohen Prozentwerten münden würde, die jedoch kein realistisches Bild der Abweichung geben.

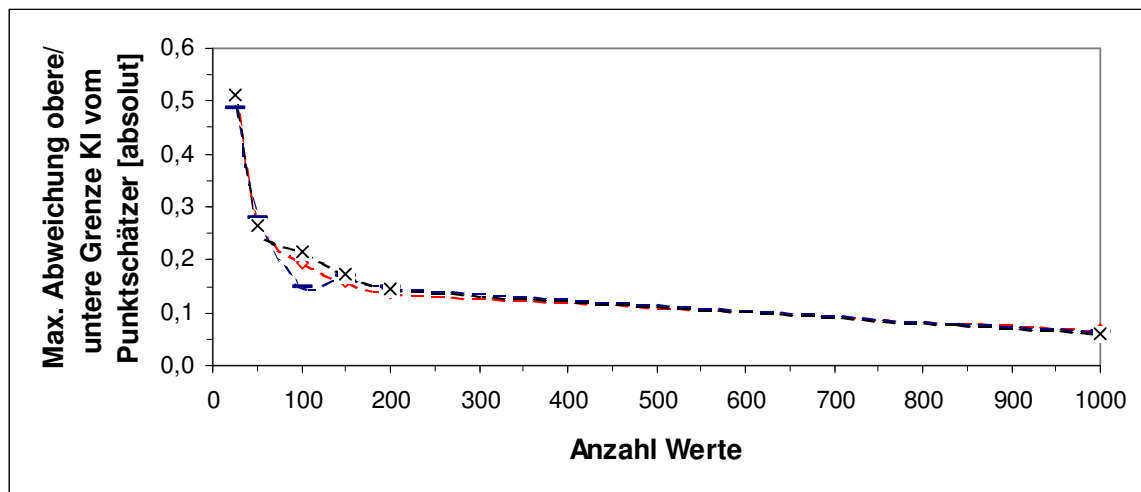


Abbildung 31: Absolute Abweichungen der Konfidenzgrenzen für den Mittelwert in Abhängigkeit vom Stichprobenumfang der Ausgangsstichprobe. Beispiel: Standardnormalverteilungen mit verschiedenen Stichprobengrößen ($n=25/ n=50/ n=100/ n=150/ n=200/ n=1000$), Simulation ohne BC_a -Korrektur

Als nächstes soll der Frage nachgegangen werden, ob das Vorhandensein von Ausreißern einen negativen Effekt auf die Stabilität der Konfidenzintervallschätzung hat. Dazu wird ein weiteres Beispiel aus dem LM-M betrachtet. Dabei handelt es sich um das Beispiel der Kupfergehalte in Salami aus dem Jahr 2005 mit 151 Werten, wovon 98 % bestimmbar sind. Zur Veranschaulichung der Ausreißer ist die Verteilung als Boxplot in Abbildung 32 angegeben. Die Ausreißer sind als einzelne Punktwerte außerhalb der Whisker erkenntlich. Die sich ergebenden Konfidenzintervallbreiten für den Mittelwert und das 95 % Quantil sind in Abbildung 33 und Abbildung 34 dargestellt. Darin wird ersichtlich, dass auch beim Vorliegen von Ausreißern bereits mit 1.000 Simulationen eine gute Stabilität der Schätzwerte für den Mittelwert erreicht wird. Wie zu erwarten, weisen die Intervallsschätzungen des 95-ten Quantil bei 1.000 Simulationen noch kleine Abweichungen auf, zeigen jedoch schon eine gute Approximation.

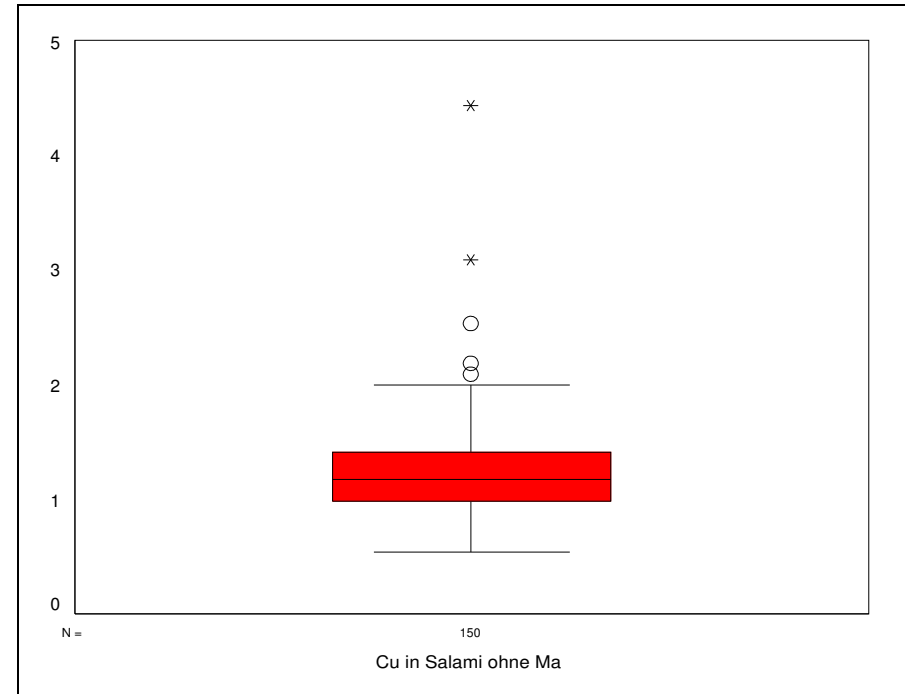
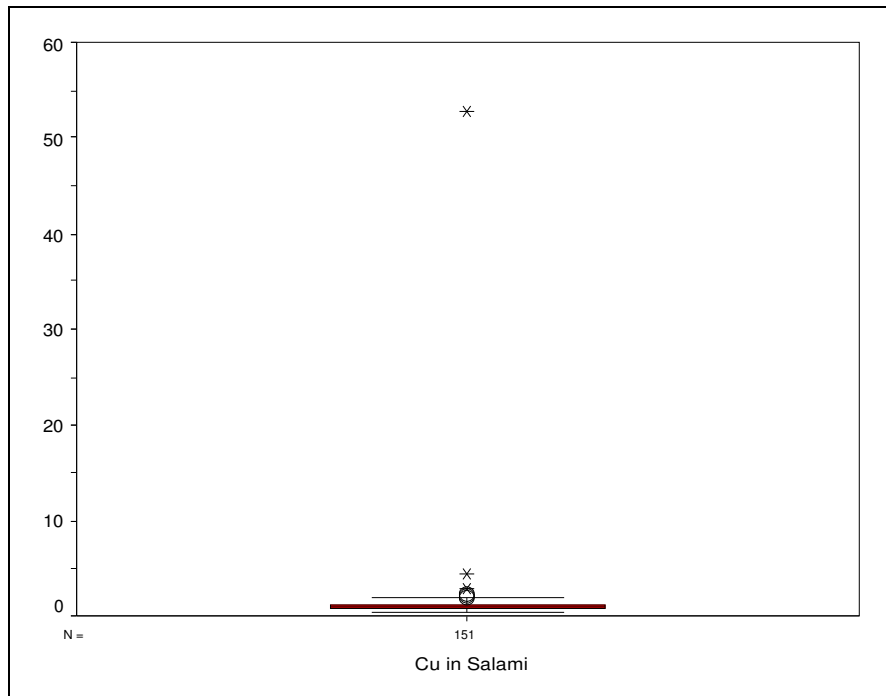


Abbildung 32: Darstellung der Verteilungen der Ausgangswerte für ein Beispiel mit Ausreißern als Boxplot mit Angabe des Stichprobenumfanges (Kupfergehalt im LM-M 2005, 151 Werte, 98 % bestimmbar, Ausreißer). Links die Darstellung aller 151 Werte, rechts die Darstellung nach Streichung des maximalen Wertes zur besseren Darstellung der anderen Werte.

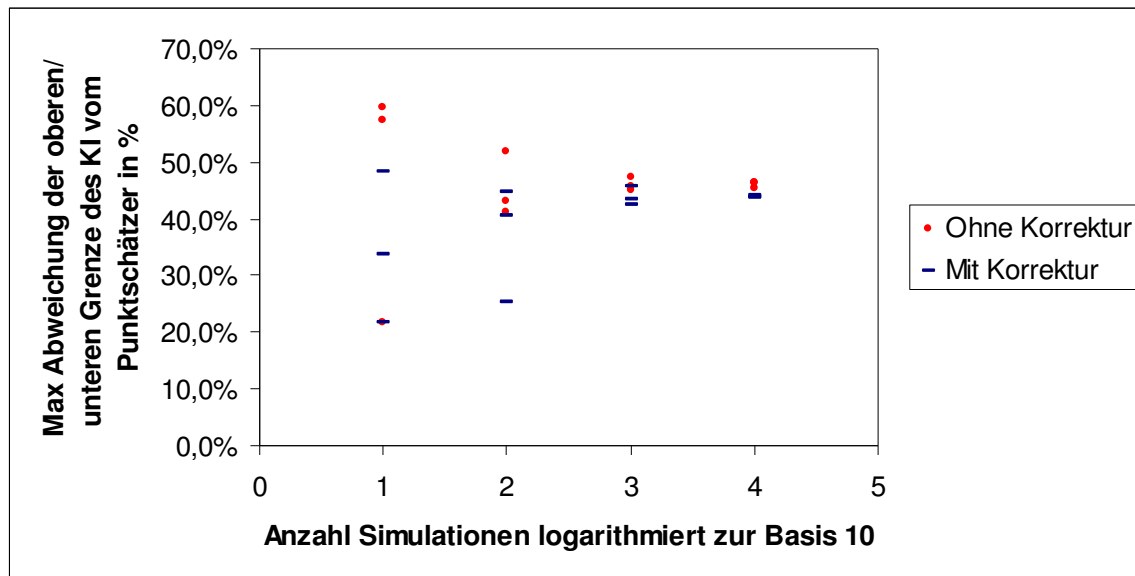


Abbildung 33: Vorhandensein von Ausreißern: Darstellung der Konvergenz der relativen Konfidenzintervallbreite (Abweichungen der 95 %-Konfidenzgrenzen vom Mittelwert) in Abhängigkeit von der Anzahl Simulationen für die Standard-Bootstrap-Schätzungen (rote Markierungen) und die BC_a -Korrekturen (blaue Markierungen). Beispiel aus dem Lebensmittel-Monitoring für Kupfergehalte in Salami aus dem Jahr 2005 (Basis 151 Werte, 98 % der bestimmbar)

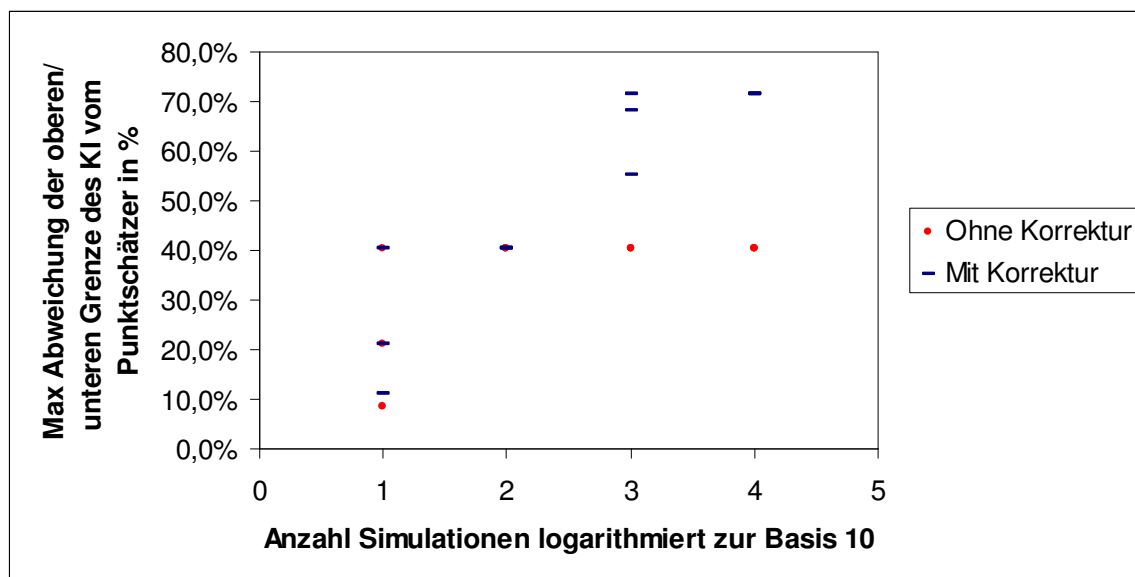


Abbildung 34: Vorhandensein von Ausreißern: Darstellung der Konvergenz der relativen Konfidenzintervallbreite (Abweichungen der 95 %-Konfidenzgrenzen vom 95%-Quantil) in Abhängigkeit von der Anzahl Simulationen für die Standard-Bootstrap-Schätzungen (rote Markierungen) und die BC_a -Korrekturen (blaue Markierungen). Beispiel aus dem Lebensmittel-Monitoring für Kupfergehalte in Salami aus dem Jahr 2005 (Basis 151 Werte, 98 % der bestimmbar)

Nachfolgend wird der mögliche Einfluss der Standardabweichung auf die Stabilität der Konfidenzschätzung bei unterschiedlichen Anzahlen an Simulationen untersucht. Dafür werden mehrere Beispiele des LM-M gegenübergestellt, die ein unterschiedliches Verhältnis von Standardabweichung zum Mittelwert aufweisen:

- Jahr 2004 Hering, MW=1,0/ Stabw=0,2, 205 Werte, 100 % bestimmbar
- Jahr 2004, Ananas, MW=0,8/ Stabw=0,3, 191 Werte, 94 % bestimmbar
- Jahr 2005, Kartoffel, MW = 0,8/ Stabw=0,4, 101 Werte, 93 % bestimmbar
- Jahr 2005, Spinat, MW=1,2/ Stabw=0,9, 149 Werte, 98 % bestimmbar
- Jahr 2005, Qualitätsschaumwein, MW=0,2/ Stabw=0,1, 125 Werte, 26 % bestimmbar

Wie in Abbildung 35 ersichtlich, verhalten sich die Konfidenzintervalle des Mittelwertes wie erwartet. Mit zunehmender relativer Standardabweichung steigt die Breite der Konfidenzintervalle und gleichzeitig werden die Schätzungen bei unterschiedlichem Startwert geringfügig instabiler. Letzteres wird an den am Ende leicht auseinanderklaffenden Kurven deutlich. Da bereits die Kurven ohne BC_a -Korrektur ausreichende Stabilität aufweisen und sich nicht wesentlich von denen mit Korrektur unterscheiden wird auf die doppelte Darstellung verzichtet.

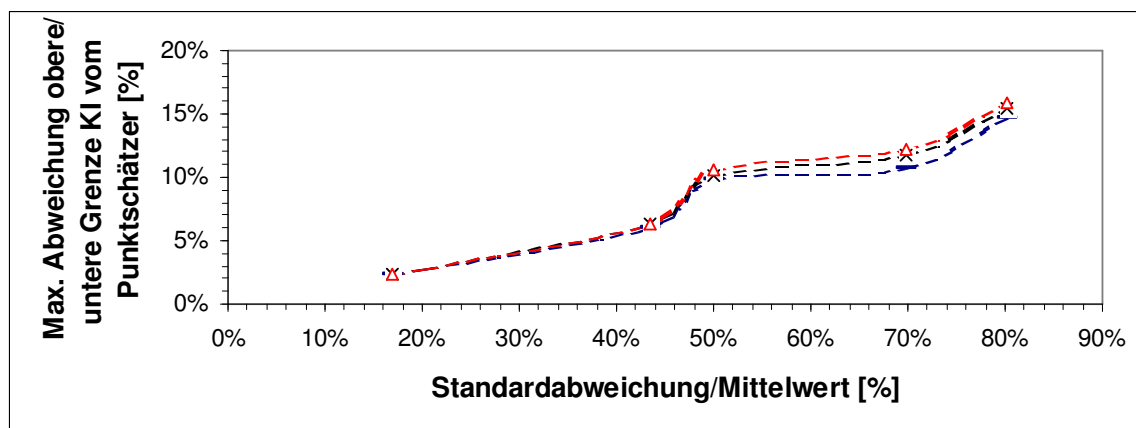


Abbildung 35: Abweichungen der Konfidenzgrenzen für den Mittelwert [%] in Abhängigkeit vom Verhältnis der Varianzschätzung zur Mittelwertschätzung. Beispiel: Kupfergehalte in verschiedenen LM (Hering 17 %/ Ananas 43 %/ Kartoffeln 50 %/ Spinat 70 %/ Qualitätsschaumwein 80 %), Simulation ohne BC_a -Korrektur

Bislang ist in allen Simulationen als Sicherheitsniveau 95 % angenommen worden. D.h. 95% aller simulierten Bootstrap-Werte liegen innerhalb der ermittelten Konfidenzintervalle. Zu prüfen ist deshalb, wie die Stabilität der Breite der Konfidenzintervalle vom vorgegebenen Sicherheitsniveau abhängt. Dazu wird für das ursprüngliche Bei-

spiel aus dem LM-M dieselbe Analyse für die Sicherheitsniveaus 90 % und 99 % wiederholt. Verglichen mit Abbildung 27 ergibt sich in Abbildung 36 und Abbildung 37 das erwartete Bild.

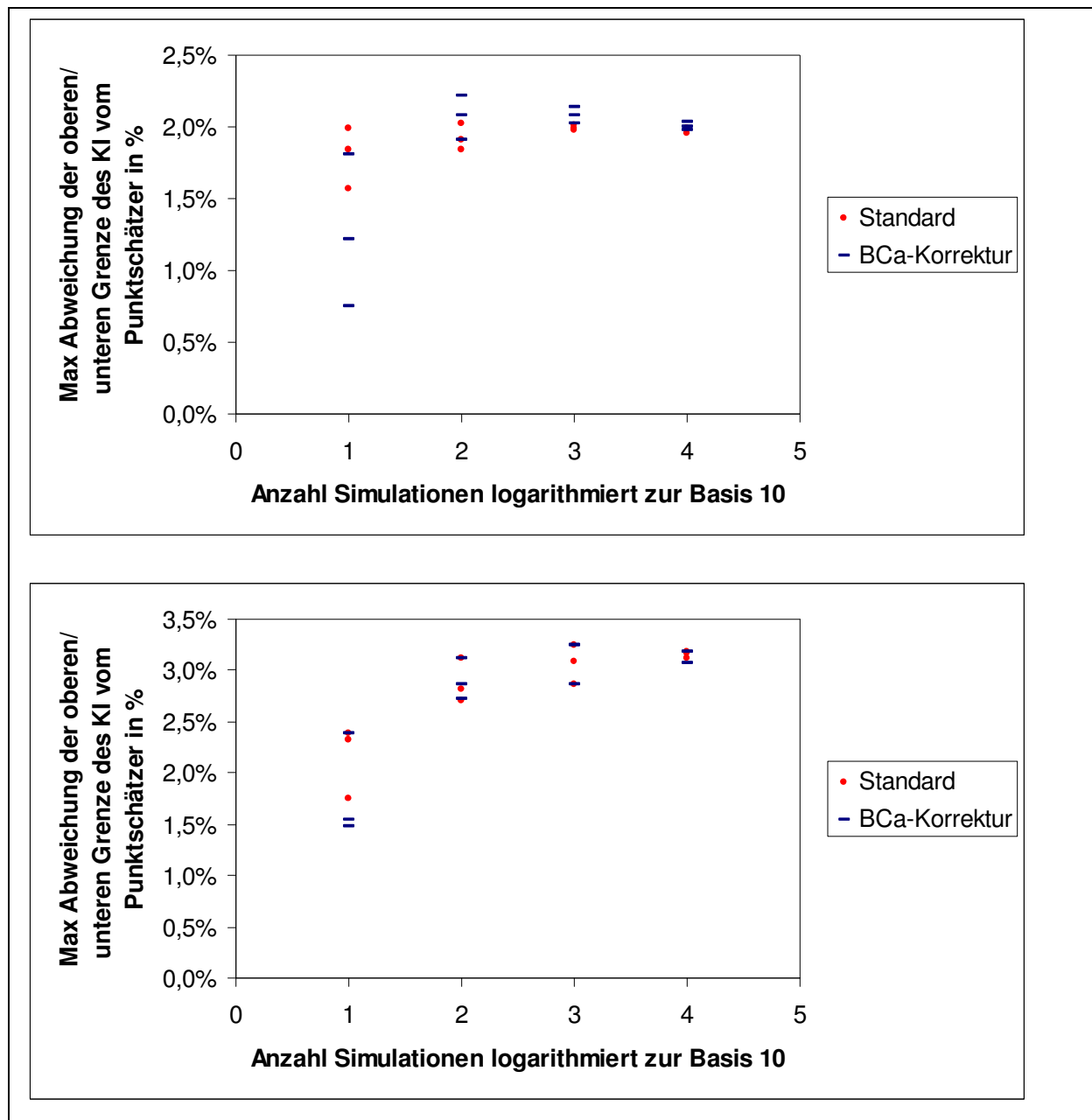


Abbildung 36: Darstellung der Konvergenz der Abweichungen der 90 %-Konfidenzgrenzen vom Mittelwert (oben) und von dem 95 %-Quantil (unten) in Abhängigkeit von der Anzahl Simulationen für die Standard-Bootstrap-Schätzungen (rote Markierungen) und die BC_a -Korrekturen (blaue Markierungen). Beispiel aus dem Lebensmittel-Monitoring für Kupfergehalte in Hering aus dem Jahr 2004 (Basis 205 Werte, kein Wert unter Bestimmungsgrenze).

Die Konfidenzintervallbreite wird schmaler bei geringerem Sicherheitsniveau wie sich an der unterschiedlichen Skalierung der y-Achsen erkennen lässt. Für die Mittelwerte wird jeweils bei 1.000 Simulationen eine ausreichende Stabilität erreicht, während beim 95-ten Quantil die Schätzungen instabiler werden, je höher das Sicherheitsniveau angesetzt wird.

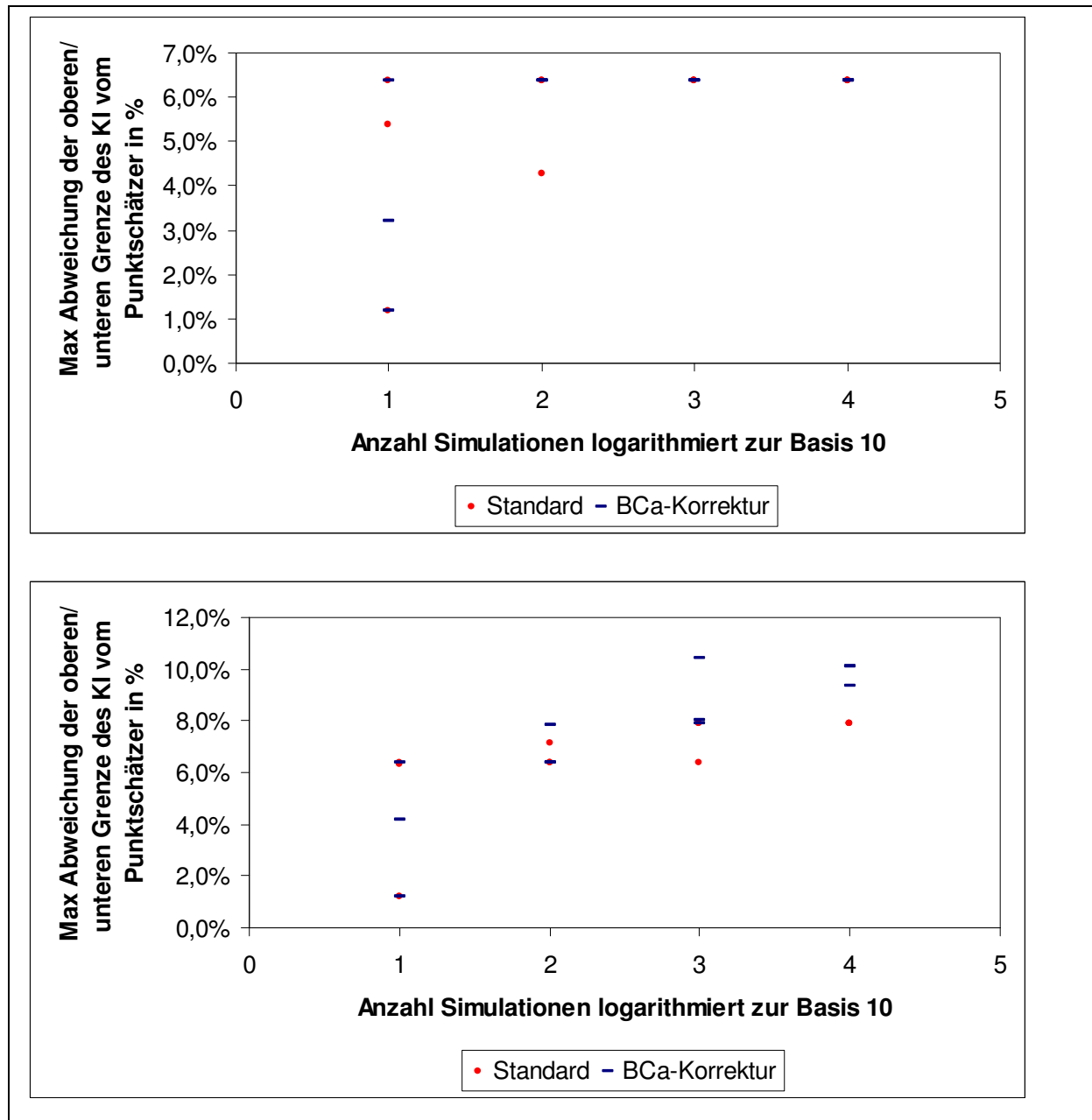


Abbildung 37: Darstellung der Konvergenz der Abweichungen der 99 %-Konfidenzgrenzen vom Mittelwert (oben) und von dem 95 %-Quantil (unten) in Abhängigkeit von der Anzahl Simulationen für die Standard-Bootstrap-Schätzungen (rote Markierungen) und die BC_a -Korrekturen (blaue Markierungen). Beispiel aus dem Lebensmittel-Monitoring für Kupfergehalte in Hering aus dem Jahr 2004 (Basis 205 Werte, kein Wert unter Bestimmungsgrenze).

Als letztes soll zur Validierung der benötigten Anzahl Simulationen und des Tools *ConFit* ein spezifisches Problem von Kontaminationsdaten betrachtet werden, das Vorkommen von analytisch nicht bestimmbar bzw. nicht nachweisbaren Werten. In diesen Fällen ist davon auszugehen, dass es durch das Vorliegen von Punktmassen unterhalb der Bestimmungs- und Nachweisgrenze zu Instabilitäten bei der Schätzung der Konfidenzintervallbreiten kommen kann. Neben Beispielen aus dem LM-M für Kupfer wurden in diesem Fall auch Beispiele für Arsen herangezogen, da über Kupfer nicht das gesamte Spektrum der Prozentzahlen bestimmbarer Werte bei annähernd gleicher Stichprobengröße abgedeckt werden konnte. Folgende Kontaminanten-Lebensmittel Kombinationen werden verglichen:

- Kupfer, Erdbeere, 2004, 101 Werte, 75 % bestimmbar
- Kupfer, Rotkohl, 2004, 97 Werte, 60 % bestimmbar
- Kupfer, Tomate, 2004, 91 Werte, 54 % bestimmbar
- Kupfer, Apfelsaft, 2005, 99 Werte, 28 % bestimmbar
- Arsen, Erdbeere, 2004, 101 Werte, 12 % bestimmbar
- Arsen, Rotkohl, 2004, 97 Werte, 4 % bestimmbar
- Arsen, Tomate, 2004, 91 Werte, 1 % bestimmbar

In Abbildung 38 und Abbildung 39 sind die unterschiedlichen Konfidenzbreiten bei 1.000 Simulationen für Mittelwert und 95 %-Quantil dargestellt. Daraus wird ersichtlich, dass es beim Mittelwert keinen Einfluss hat, ob die Schätzung mit oder ohne BC_a -Korrektur erfolgt. Wie an der Nähe der drei verschiedenfarbigen Linien für die unterschiedlichen Zufallsstartwerte zu erkennen ist, reichen die 1.000 Simulationen, um die Stabilität der Schätzung für die Konfidenzbreiten des Mittelwertschätzers sicherzustellen.

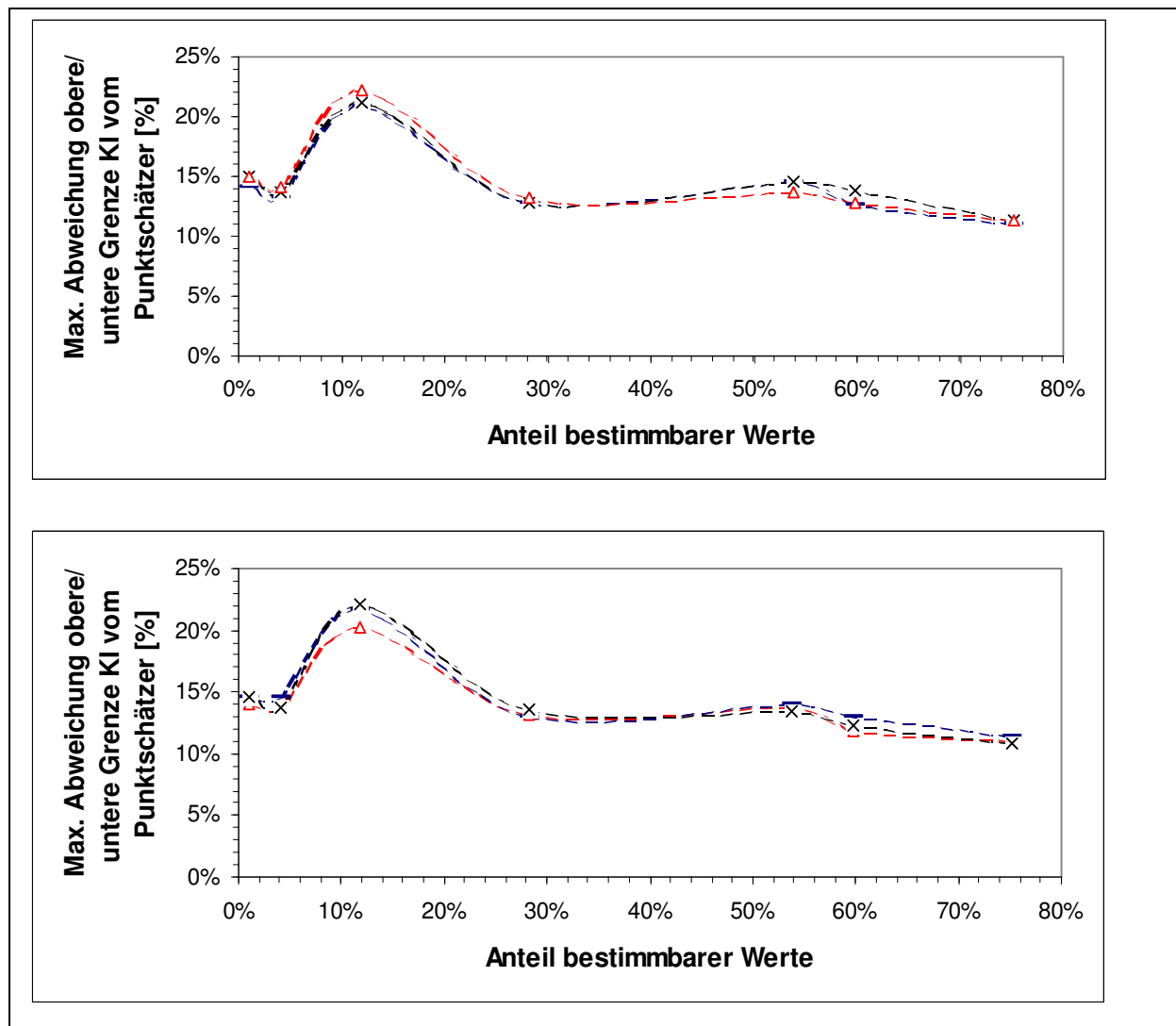


Abbildung 38: Abweichungen der Konfidenzgrenzen für den Mittelwert [%] in Abhängigkeit vom Anteil bestimmbarer Werte. Beispiel: Kupfer- und Arsengehalte in verschiedenen LM (Cu-Erdbeere 75 %/ Cu-Rotkohl 60 %/ Cu-Tomate 54 %/ Cu-Apfelsaft 28 %/ As-Erdbeere 12 %/ As-Rotkohl 4 %/ As-Tomate 1 %), Simulation ohne BC_a -Korrektur (oben) und mit BC_a -Korrektur (unten)

Das lässt sich nicht ohne weiteres auf die in Abbildung 39 dargestellten Konfidenzschätzungen für das 95 %-Quantil übertragen. Hier ist ein deutlicher Einfluss der BC_a -Korrektur zu erkennen. Wie erwartet, fallen hier die Punktmassen unter der Nachweisgrenze bei den Korrekturen stärker ins Gewicht. Bei den Arsengehalten in Erdbeeren wird dies durch eine hohe Standardabweichung im Vergleich zum Mittelwert verstärkt. Die durchgeführten Korrekturen gehen jedoch zu lasten der Stabilität der Schätzung, die hier noch nicht ausreichend erreicht werden kann. Dieses Problem kann umgangen werden, wenn die Einzelwerte vorliegen, indem nur die Werte über der Bestimmungsgrenze berücksichtigt werden und in einem probabilistischen

Ansatz eine diskrete Verteilung verwendet wird, die simuliert ob ein Wert unter oder über der Nachweisgrenze vorliegt (entsprechend des gegebenen Prozentsatzes). Bei Vorliegen eines bestimmbarer Wertes wird dann im zweiten Schritt die Verteilung der bestimmbarer Werte genutzt, um den Wert zu simulieren, ansonsten wird der Wert für die halbe Bestimmungsgrenze oder „0“ gewählt.

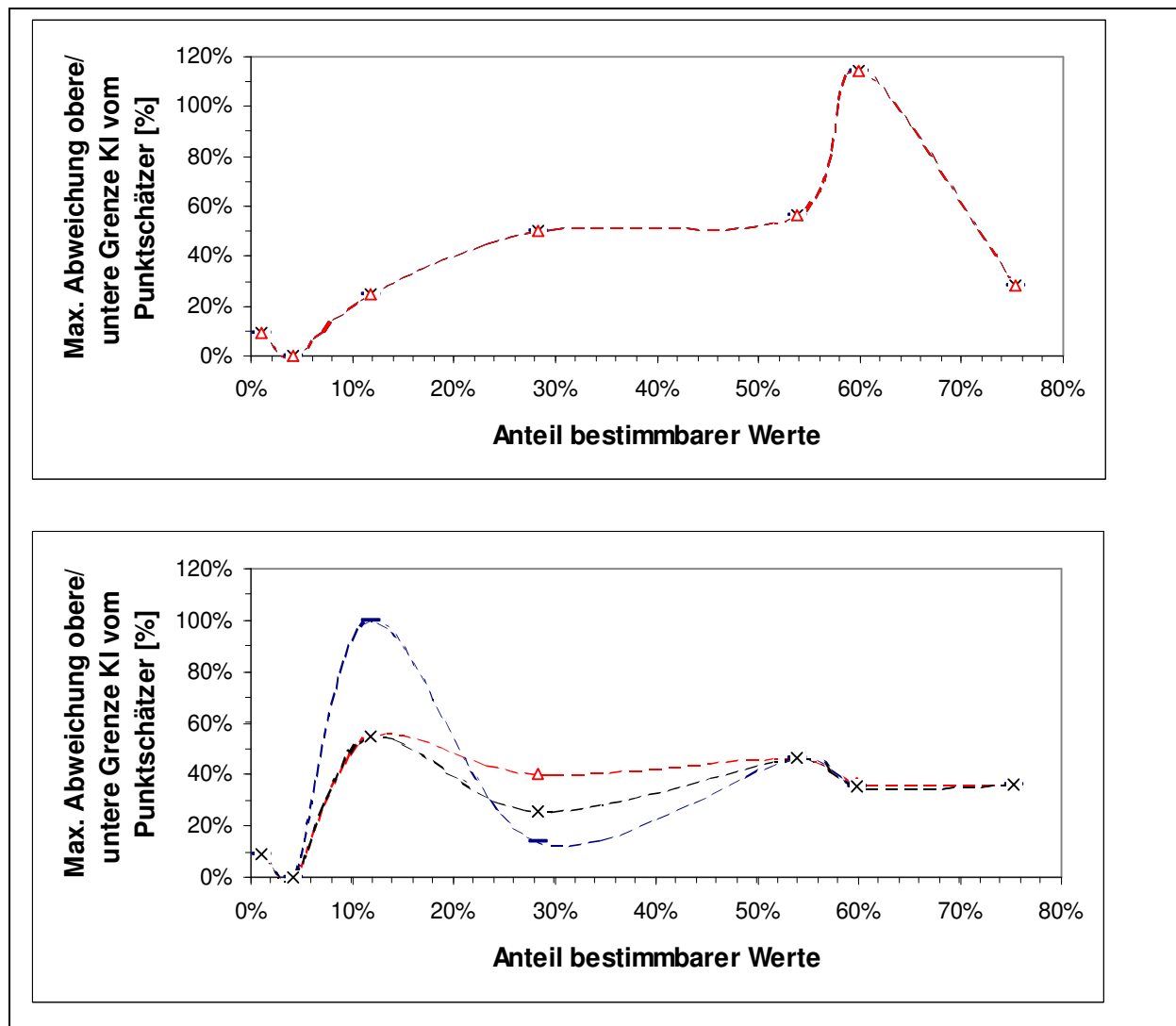


Abbildung 39: Abweichungen der Konfidenzgrenzen für das 95 %-Quantil [%] in Abhängigkeit vom Anteil bestimmbarer Werte. Beispiel: Kupfer- und Arsengehalte in verschiedenen LM (Cu-Erdbeere 75 %/ Cu-Rotkohl 60 %/ Cu-Tomate 54 %/ Cu-Apfelsaft 28 %/ As-Erdbeere 12 %/ As-Rotkohl 4 %/ As-Tomate 1 %), Simulation ohne BC_a -Korrektur (oben) und mit BC_a -Korrektur (unten)

Im Ergebnis lässt sich sagen, dass das Programm *ConFit* gut geeignet ist, um mit 1.000 Simulationen stabile Schätzungen für die Breite der Konfidenzintervalle abzuleiten. Jedoch empfiehlt es sich, beim Auftreten von Ausreißern und geringem Anteil

an Werten unter der Bestimmungsgrenze, den Einzelfall zu prüfen, indem entweder eine höhere Zahl an Simulationen durchgeführt wird oder mehrere Zufallsstartwerte überprüft werden.

Die in ConFit umgesetzten Simulationsverfahren können nur dann angewendet werden, wenn Einzelmessungen der Stichprobe vorliegen. Dies ist jedoch oft nicht der Fall. In vielen Fällen wird für Expositionsschätzungen und Risikobewertungen auf aggregierte statistische Kennzahlen aus der Literatur zurückgegriffen. So stehen beispielsweise auch im LM-M der Öffentlichkeit nicht die Einzelwerte, sondern nur die in den Tabellenbänden publizierten Mittelwerte und Quantile zur Verfügung. Deshalb soll im Folgenden dargestellt werden, unter welchen Voraussetzungen in diesen Fällen dennoch Unsicherheitsbetrachtungen durchgeführt werden können. Es soll hier von folgenden zwei Situationen ausgegangen werden. Zum einen, dass Mittelwert und Varianz bzw. Standardabweichung angegeben sind, zum anderen, dass keine Standardabweichung, aber ein oberes Quantil der Verteilung angegeben ist. In beiden Situationen muss zudem der Stichprobenumfang bekannt sein. Wenn berechtigter Weise davon ausgegangen werden kann, dass eine Normalverteilung vorliegt, dann können auf dieser Basis ebenfalls Konfidenzintervalle geschätzt werden. Diese Annahme kann jedoch in diesem Fall nur sehr vage verifiziert werden, da die üblichen Verteilungstests wie der χ^2 -Test oder die Tests nach Kolmogoroff-Smirnov (Fahrmeir et al., 2004) und Anderson-Darling (Vose, 2003) nur bei Vorliegen der Einzelwerte anwendbar sind. Zur Überprüfung bleibt demnach ausschließlich der Vergleich von Mittelwert und Median, die nah beieinander liegen müssen, damit von einer symmetrischen Verteilung wie der Normalverteilung ausgegangen werden kann. Ist diese Voraussetzung erfüllt, so kann bei Vorliegen von Standardabweichung und Mittelwert die in bereits erläuterte Formel zur Berechnung der Konfidenzintervalle genutzt werden, die an dieser Stelle wiederholt wird.

$$KI = (K_u, K_o) = \left(\bar{x} - k_{1-\alpha, FG} * \frac{\bar{s}}{\sqrt{n}}, \bar{x} + k_{1-\alpha, FG} * \frac{\bar{s}}{\sqrt{n}} \right).$$

Wie aus der Standard-Statistik bekannt, sind bei Vorliegen einer Normalverteilung das 95 %-Quantil bzw. 99 %-Quantil annähernd identisch der Summe aus dem Mittelwert und der doppelten bzw. dreifachen Standardabweichung. Damit kann bei Vor-

liegen eines der beiden Quantile und des Mittelwertes die Standardabweichung berechnet werden und die obige Formel verwendet werden.

Kann nicht von einer Normalverteilung ausgegangen werden und sprechen entsprechende Gründe für eine andere Verteilung, so besteht die Möglichkeit mithilfe von beispielsweise @RISK eine theoretische Verteilung auszuwählen und über die gegebenen Parameter zu definieren. Bei Vorliegen von Quantilen kann hierfür die Funktion RiskAlternate (Palisade Corp, 2005) verwendet werden. Über eine Simulation können dann ebenfalls die Konfidenzintervalle ermittelt werden, in dem genau so viele Werte der Verteilungsfunktion generiert werden, wie durch den Stichprobenumfang vorgegeben sind und dann beispielsweise diese Werte in *ConFit* eingelesen werden. Alle diese Verfahren sind jedoch stark von der nicht hinreichend zu überprüfenden Annahme bzgl. der Verteilungsform abhängig, so dass hier automatisch eine nicht quantifizierbare Unsicherheit mit hinzukommt.

8.4 Ableitung von Standardbreiten der Konfidenzintervalle in Gehaltsdaten bei fehlenden Einzeldaten

Für die Konfidenzintervalle von Mittelwert und 95-tem Perzentil bei Kupfer wurden Standardbreiten von 25% und 50% abgeleitet. Die Anwendung dieser Standardwerte soll am Beispiel des Kupfergehaltes in Birnen demonstriert und geprüft werden. Entsprechend der Angaben des Tabellenbandes des LM-M aus dem Jahr 2005 (BVL, 2005b) wäre der mittlere Kupfergehalt von Birnen 0,80 mg/kg und das 95-te Perzentil 1,26 mg/kg. Damit würde sich unter Verwendung des Standardwertes als 95% Konfidenzintervall für den Mittelwert ergeben $[0,80 - 0.25 \cdot 0,80; 0,80 + 0.25 \cdot 0,80] = [0,60; 1,00]$. Analog erhält man für das 95-te Perzentil das 95%-Intervall $[0,63; 1,89]$. Diese beiden Konfidenzintervalle lassen sich nun zu Testzwecken mit den über *ConFit* ermittelten Konfidenzschranken vergleichen. Für den Mittelwert wurde ein Intervall von $[0,75; 0,86]$ angegeben, für das 95-te Perzentil $[1,09; 1,80]$. Damit ist für beide Parameter das über den Standardwert ermittelte Konfidenzintervall breiter, als das bei Vorliegen von zusätzlicher Information ermittelte Bootstrap-Konfidenzintervall. Die Verwendung des 90-ten Perzentils zur Ableitung der Standardwerte garantiert, dass dies in 90% aller Lebensmittel mit Kupfergehalten im LM-M analog ist. Die Verwendung des Standardwertes ist somit als ausreichend sicher anzusehen. Die Abweichungen sind nicht so erheblich, so dass die Verwendung des Standardwertes eine Alternative im Fall nicht vorliegender Einzeldaten darstellt.

Für die Schätzung der Unsicherheit ist vor allem die Breite des Konfidenzintervalles von Bedeutung, nicht das Konfidenzintervall selbst. Diese Breite hängt sowohl von der Varianz in der Stichprobe, als auch von der Anzahl der verfügbaren Messwerte und der Verteilungsform ab. Die Verteilungsform kann in den meisten Fällen als ähnlich angenommen werden, da nach der Erfahrung die meisten Stoffverteilungen in Lebensmitteln rechtsschiefe Verteilungsformen aufweisen und sich hinsichtlich der Form nur gering unterscheiden (Hattis, 1990; Hattis et al., 1994; Frey und Cullen, 1995; Brattin et al., 1996; USEPA, 2001; Kroes et al., 2002; Gilsenan et al., 2003b). Wenn also die Stichprobenumfänge im LM-M für die meisten untersuchten Lebensmittel relativ ähnlich sind, scheint eine Extrapolation der Breite der Konfidenzintervalle für Stoffe und Lebensmittel prinzipiell möglich, wenn Gruppen mit ähnlichen Varianzen vorliegen.

Bei den untersuchten statistischen Kennzahlen wird vorwiegend auf den Mittelwert und das 95-te Perzentil Bezug genommen. Der Mittelwert wird häufig zur Darstellung einer mittleren Belastung des Verbrauchers verwendet. Dabei wird davon ausgegangen, dass die verschiedenen Höhen der Belastung sich zufällig für jeden einzelnen Verbraucher verhalten und der Verbraucher über einen längeren Zeitraum eine gleiche Chance hat, bei einem einzelnen Aufnahmeereignis mit hohen, mittleren und niedrigen Werten in Kontakt zu kommen. Erfolgt die Aufnahme in einem Zeitraum häufig genug, so ist der arithmetische Mittelwert die beste Schätzung für die mittlere Belastung. Als Schätzwert auf Basis einer Stichprobe unterliegt der Mittelwert jedoch auch einer Schätzunsicherheit, die als Parameterunsicherheit im Modell zu berücksichtigen ist.

Das 95-te Perzentil, als Beispiel für ein oberes Perzentil, kann bei Langzeitrissen verwendet werden, um spezielles Verbraucherverhalten abzubilden. Bei der Langzeit-Verwendung wird unterstellt, dass ein Verbraucher über den gesamten betrachteten Zeitraum mit hohen Konzentrationen in Lebensmitteln in Kontakt kommt. So ist es immer dann angebracht, auch eine Punktschätzung unter Einbeziehung eines oberen Perzentils durchzuführen, wenn es relevante Verbrauchergruppen gibt, für die es plausibel ist, dass diese über einen längeren Zeitraum mit gleichhoch belasteten Lebensmitteln in Kontakt kommen. Ein typisches Beispiel hierfür ist der Fall, dass Produkte in der Risikobewertung eine Rolle spielen, die eine hohe Markentreue oder einen starken regionalen Bezug aufweisen. Ist die Variabilität in der Stichprobe durch

Herstellungsweisen, verwendete Rohstoffe oder regionale Aspekte beeinflusst, so ist es als sehr wahrscheinlich anzusehen, dass ein markentreuer Verbraucher oder Käufer regionaler Produkte auch über längere Zeiträume mit konstant höheren Konzentrationen in Kontakt kommen kann. Das obere Perzentil ist auch immer dann anzuwenden, wenn die toxikologischen Effekte in Zeiträumen auftreten, die deutlich kürzer sind als eine lebenslange Exposition (z.B. 14-Tage, 4 Wochen). Als dritter Fall für die Verwendung eines oberen Perzentils ist die akute Expositionsschätzung zu nennen. In diesem Fall wird das Risiko berechnet, dass bei einem singulären Ereignis (eine Mahlzeit, ein Tag) auftreten kann. Generell ist es als plausibel anzusehen, dass der Verbraucher bei einem einmaligen Verzehr auch mit sehr hohen Konzentrationen einzelner Agenzien in Kontakt kommt, so dass die Anwendung eines oberen Perzentils gerechtfertigt ist.

Für den Fall, dass keine Einzelwerte vorliegen oder keine Annahme über eine Verteilungsfunktion getroffen werden kann, können auf Basis publizierter Konfidenzintervalle Standardwerte abgeleitet und in Unsicherheitsanalysen angewendet werden.

In Abbildung 40 sind Boxplots für die relativen Konfidenzintervallbreiten über alle im LM-M auf Kupfer untersuchten Lebensmittel der Jahre 1995-2005 dargestellt. Wie zu erwarten, sind die Konfidenzintervalle für die Mittelwerte deutlich geringer und streuen weniger, als für die oberen Perzentile und die Standardabweichung. Einige wenige Ausreißer wurden aus Gründen der Übersichtlichkeit nicht dargestellt, können aber aus den Tabellen im Anhang abgelesen werden.

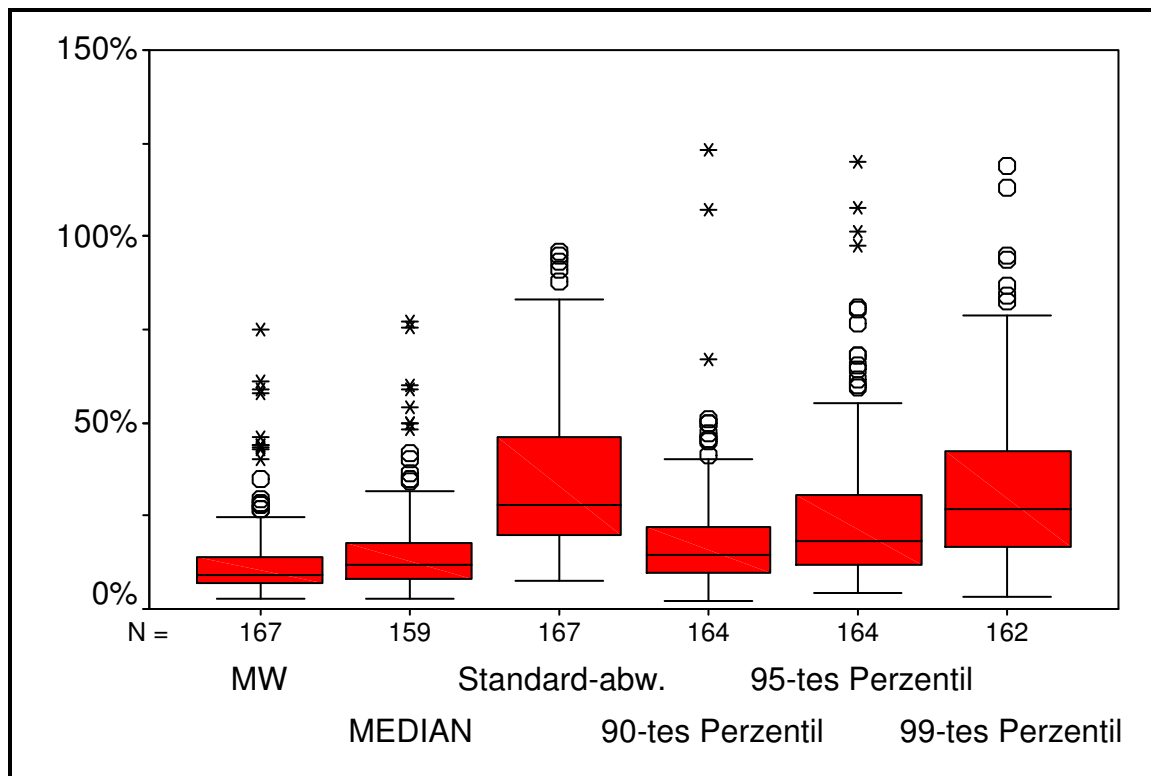


Abbildung 40: Relative Abweichungen der oberen/ unteren Konfidenzschranke vom jeweiligen statistischen Parameter für die Kupfergehalte des Lebensmittel-Monitoring aus den Jahren 1995-2005. In die Berechnung der Intervalle mittels ConFit wurden alle Werte einbezogen. Das Signifikanzniveau beträgt 95%.

Da die abgeleiteten Standards sehr hoch ausfallen, wird zusätzlich geprüft, wie bei Vorliegen von Informationen zum Stichprobenumfang, Mittelwert und Standardabweichung zumindest die Unsicherheit für den Mittelwert eingeschränkt werden kann.

Die in Abbildung 40 ersichtliche Streuung der Konfidenzintervallbreiten können zum einen durch die unterschiedliche Anzahl an Messwerten begründet sein, zum anderen können diese bedingt sein durch Verbesserungen der Messgenauigkeit über die Jahre und die mit Sicherheit unterschiedliche Variabilität in den Lebensmittelgruppen.

Der Einfluss der Messungen in unterschiedlichen Jahren ist für die Konfidenzintervalle um den Mittelwert und das 95-te Perzentil in Abbildung 41 dargestellt. Daraus wird allerdings deutlich, dass die breite Streuung aus Abbildung 40 nicht auf eine systematische Verbesserung der Messgenauigkeit über die einzelnen Jahre zurückzuführen ist.

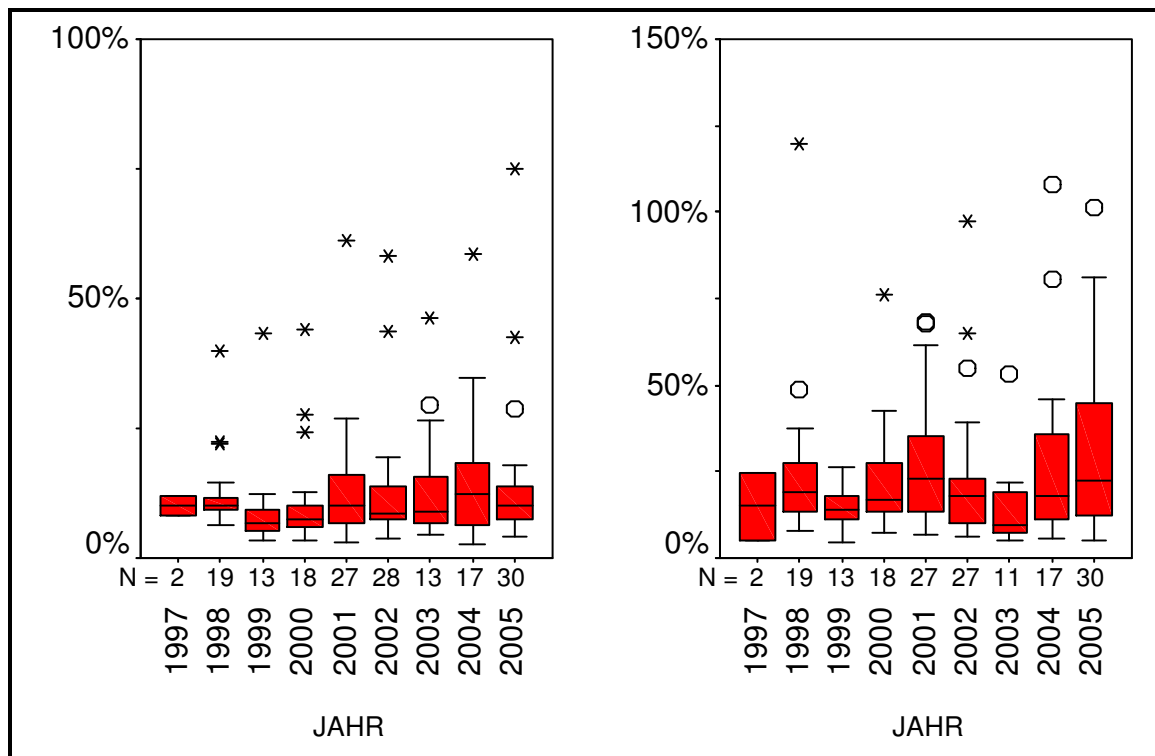


Abbildung 41: Darstellung der Abhängigkeit der Breite der Konfidenzintervalle vom Beprobungsjahr für die statistischen Kennzahlen Mittelwert (links) und 95-tes Perzentil (rechts).

Abbildung 42 stellt ebenfalls für den Mittelwert und das 95-te Perzentil dar, wie sich die Breite der Konfidenzintervalle in Abhängigkeit von der Stichprobengröße unterscheidet. Es wäre zu erwarten, dass sich bei ähnlicher Variabilität in den Stichproben bei größeren Umfängen geringere Konfidenzbreiten ergeben. Das ist jedoch offensichtlich nicht der Fall. Daraus ist zu schließen, dass der Einfluss des Stichprobenumfanges überlagert wird durch die unterschiedliche Variabilität der einzelnen Lebensmittel hinsichtlich ihres Kupfergehaltes.

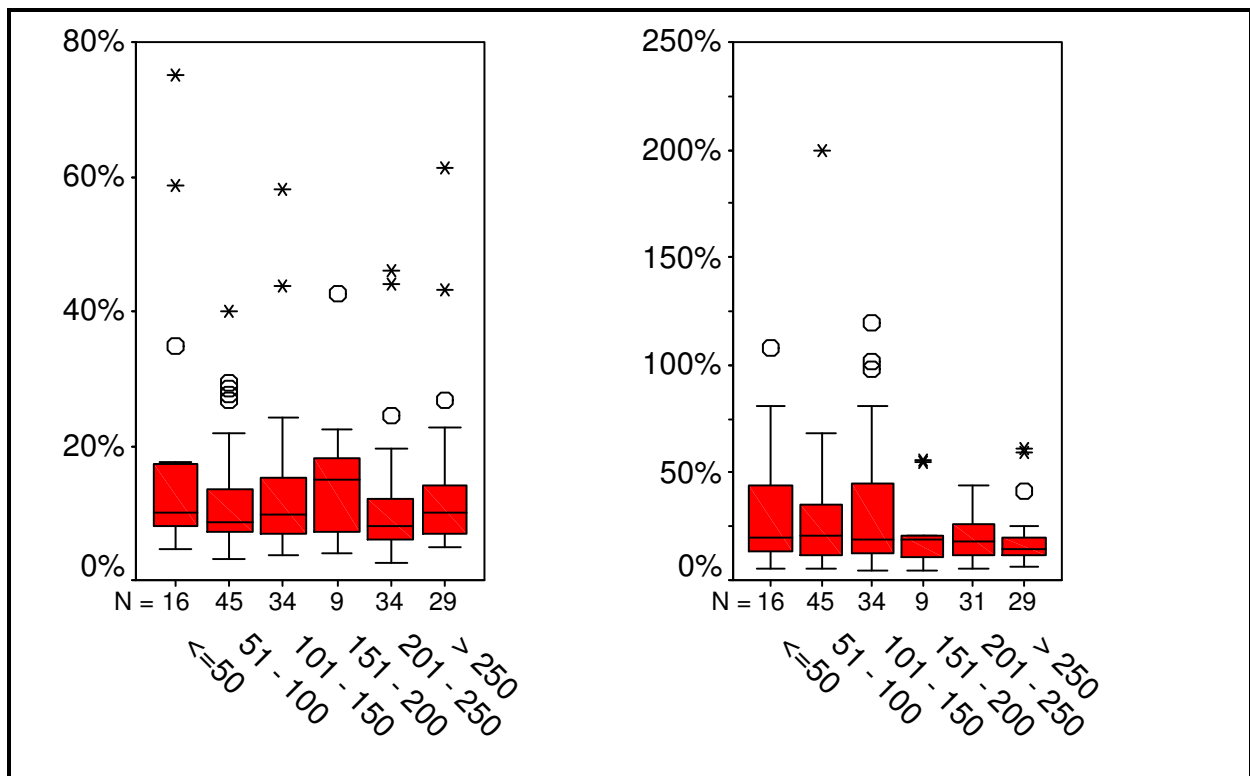


Abbildung 42: Darstellung der Abhängigkeit der Breite der Konfidenzintervalle von der Stichprobengröße für die statistischen Kennzahlen Mittelwert (links) und 95-tes Perzentil (rechts).

Um den Effekt unterschiedlicher Lebensmittel mit verschiedener Variabilität auszuschließen, wurden einige Lebensmittel verglichen, die mehr als einmal im benannten Zeitraum untersucht wurden. Theoretisch müssten diese alle ein analoges Verhalten aufweisen, wie bei der Analyse der Kupfergehalte für Mohrrüben aus den Jahren 1998 und 2002 (siehe Anhang). Da 1998 (219 Werte) wesentlich mehr LM untersucht wurden als 2002 (90 Werte), ist die Breite des Konfidenzintervalles für den Mittelwert geringer (1998: 0.081, 2002: 0.103). Für die meisten der mehrfach untersuchten Lebensmittel lässt sich das jedoch nicht nachweisen. Diese verhalten sich eher so, dass die Schätzung für die Breite des KI für den Mittelwert mit steigendem Stichprobenumfang anwächst. So ist im Fall der Tomate mit Analysewerten in den Jahren 2001 (276 Werte) und 2004 (91 Werte) das Intervall für den größeren Stichprobenumfang (0.228) auch größer als für den geringeren Umfang (0.135). Das kann ein Hinweis darauf sein, dass die Stichprobenzahl von 91 Werten für Tomaten des deutschen Marktes zu gering ist, als dass die Variabilität bereits korrekt abgebildet wird. Es ist zu vermuten, dass die Variabilität bei den kleineren Stichprobenumfängen unterschätzt wird. Eine Ursache könnte die schwerpunktmäßige Analyse von Werten

sein, die aus demselben Anbaubereich stammen. Damit ist die Stichprobe nicht ausreichend repräsentativ, was zu einer Verzerrung der Variabilitätsschätzungen führt.

In Anbetracht dieser Ergebnisse lässt sich bereits sagen, dass bei Ableitung eines Standardwertes für ein spezifisches Agens nicht weiter nach Lebensmittelgruppen unterschieden werden kann. Es wird nicht möglich sein, in Abhängigkeit von der Stichprobengröße, des Jahres oder der Lebensmittelgruppe mehrere Standardwerte abzuschätzen, die eventuell genauer sind, als ein Gesamtstandardwert je Agens.

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass es möglich ist, mit agensspezifischen Standards für Konfidenzintervallschätzungen zu arbeiten, wenn ein Konfidenzintervall nicht bekannt oder ableitbar ist. Allerdings sind die Konfidenzintervallbreiten auch innerhalb ähnlicher Stoffgruppen zu inhomogen, um einen einheitlichen Wert abzuleiten, der für alle Agenzien innerhalb der Gruppe gilt und nicht zu konservativ ist. Deshalb kann der Standard immer nur agensspezifisch definiert werden. Für einige Agenzien wurden Standards angegeben. Im Fall der Mittelwertschätzung bietet sich alternativ die Möglichkeit der Schätzung der Konfidenzintervallbreite über die Formel der Normalverteilung unabhängig davon, ob die Stichprobe tatsächlich normalverteilt ist.

8.5 Verwendung der Lognormalverteilung als Standard für die Beschreibung von Gehalten in Lebensmitteln

Oftmals wird pauschal behauptet, dass alle Verteilungen der Konzentration von Agenzien in Lebensmitteln lognormalverteilt sind (Rai et al., 1996; Kroes et al., 2002, Slob, 2006). Bei Diskussion dieser Hypothese sind zunächst die Vor- und Nachteile zu diskutieren, die für eine parametrische oder nicht-parametrische Verteilungsanpassung sprechen.

Parametrische Verteilungen haben generell den Vorteil, dass sie eine Glättung der empirisch erhobenen Daten vornehmen und somit indirekt eine Rückführung der Ungleichverteilungen in der Stichprobe auf die angenommenen Zusammenhänge in der Grundgesamtheit vornimmt. Ausreißer fallen damit weniger ins Gewicht und die Untersuchung statistischer Zusammenhänge wird vereinfacht (Slob, 2006). Wenn man also aus theoretischen Erwägungen mit Recht davon ausgehen kann, dass eine Grundgesamtheit beispielsweise normalverteilt ist, so ist eine parametrische Verteilungsanpassung auf jeden Fall vorzuziehen. Die Stichprobe wird an einigen Punkten

nicht normalverteilt sein aufgrund von zufälligen oder nicht zufälligen Verzerrungen. Diese würden durch die Verwendung der angepassten theoretischen Verteilung jedoch weitgehend geglättet. Ein weiterer Vorteil parametrischer Verteilungsanpassungen liegt darin, dass auch eine Extrapolation der Daten in Bereichen erfolgen kann, in denen nur wenige oder gar keine Daten in der Stichprobe vorliegen. Diese Vorteile können sich selbstverständlich dann auch zum Nachteil auswirken, wenn eine falsche Annahme über die Verteilungsfunktion getroffen wurde. Zudem kommt die Einschränkung, dass alle üblicherweise verwendeten parametrischen Verteilungen, lediglich ein Maximum des Funktionsgraphen aufweisen, d.h. unimodal sind. Dies spiegelt jedoch häufig nicht die beobachtete Variabilität wieder. Beispielsweise ist es bekannt, dass viele Verteilungen über Verzehrshäufigkeiten zwei lokale Maxima haben. Zum einen das der mittleren Verzehrer und dann noch einmal eine Häufung am oberen Ende der Verteilung für die Vielverzehrer. Eine Glättung dieser Verteilungen durch parametrische Verteilungen kann somit zu Verzerrungen bei der Beschreibung der Variabilität führen. Eine zusätzliche Herausforderung bei der Verwendung von parametrischen Verteilungen stellt die notwendige Beschränkung der Verteilung am oberen Rand dar. Zum einen ist es als Vorteil zu werten, dass eine Extrapolation über das Stichprobenmaximum hinaus erfolgt, da dies nicht notwendigerweise das Maximum der Grundgesamtheit darstellt. Zum anderen sind die meisten parametrischen Verteilungen nach oben hin offen, das heißt der Definitionsbereich geht bis unendlich und sehr hohe Werte haben eine Auftretenswahrscheinlichkeit größer als null. Da dies wiederum in den seltensten Fällen plausibel ist und sowohl Konzentrationen von Stoffen in Lebensmitteln, als auch Verzehrsmengen vernünftiger Weise bestimmte Grenzen nicht überschreiten können, ist es nötig diese Verteilungen am oberen Rand (gegebenenfalls auch am unteren Rand) zu beschränken. Diese Beschränkung ist jedoch oftmals auch mit einem hohen Maß an Subjektivität verbunden und damit wieder eine Quelle für Unsicherheiten.

Im Gegensatz zu den parametrischen Verteilungen hat die, beispielsweise von Boon et al. (2004) praktizierte, Verwendung der empirischen Stichprobe den Vorteil, dass die Verbindung zu anderen direkt erhobenen Merkmalen erhalten bleibt. Wenn beispielsweise in Verzehrsstudien das Körpergewicht parallel zu den Verzehrsmengen mit erhoben wurde, so kann diese auf individueller Ebene auch in weiteren Schritten der Berechnung kombiniert werden. Eventuelle Korrelationen würden somit automa-

tisch korrekt abgebildet. Desweiteren ergibt sich durch diese Verfahren keine Beschränkung auf unimodale Verteilungen, hier kann auch eine multimodale Verteilung ohne Verlustinformation als solche in die Simulation eingehen. Dafür ergibt sich im Unterschied zur parametrischen Verteilung der Nachteil, dass eine Extrapolation in Bereiche, welche die Stichprobe nicht abdeckt nicht möglich ist. Bei hinreichender Größe und Qualität der Stichprobe kann davon ausgegangen werden, dass sich die Extremwerte der Grundgesamtheit auch in ausreichendem Maße in der Stichprobe widerspiegeln. In diesem Fall entfällt die Unsicherheit durch subjektive Festlegung von maximalen Werten. Ist die Stichprobe jedoch relativ klein oder nicht repräsentativ, so bieten die nichtparametrischen Resamplingverfahren keine Möglichkeit in Extrembereiche zu extrapolieren und bergen somit ihrerseits Unsicherheiten.

Neben der Unsicherheit hinsichtlich der Entscheidung für eine parametrische oder nichtparametrische Darstellung der Verteilungsform, ergibt sich im Fall der parametrischen Verteilungsform eine weitere Unsicherheit bei der Auswahl aus allen verfügbaren parametrischen Verteilungen. Im Fall der Anpassung von parametrischen Verteilungsfunktionen an Daten ist nur in wenigen Fällen eine eindeutige Aussage generierbar, da sich der Kurvenverlauf der zugrundeliegenden theoretischen Funktionen oft nur minimal voneinander unterscheidet.

Eine Überprüfung dieser Annahme wurde durch systematische Analyse der im deutschen LM-M vorkommenden Verteilungen für Kupfer vorgenommen. Dazu wurde ermittelt, wie häufig die in @RISK verfügbaren parametrischen Verteilungen nach den verschiedenen Anpassungskriterien auf den entsprechenden Rangplätzen auftreten. Als Anpassungskriterium wurde dabei das Anderson-Darling-Kriterium gewählt, da dieses ein starkes Gewicht auf eine gute Anpassung der Ränder der Verteilung legt, was für bei Expositionsschätzungen von Bedeutung ist. Die Verteilungshäufigkeiten wurden ebenfalls für Kupfergehalte des LM-M betrachtet.

Anhand der Ergebnisse am Beispiel der Kupfergehalte wird deutlich, dass die Festlegung auf die Lognormalverteilung nicht gerechtfertigt ist. Die dritte Hypothese, dass die Lognormalverteilung als Standardverteilung für Gehalte von Stoffen in Lebensmitteln anzusehen ist, kann somit nicht bestätigt werden. Diese Ergebnisse sind damit in Übereinstimmung zu Modellierungen der Aufnahme von Lebensmittelzusatzstoffen auf Basis irischer Daten, die ebenfalls Vorsicht bei der pauschalen Anwendung der Lognormalverteilung nahelegen (Gilsenan et al., 2003a). Allerdings kann auch abge-

lesen werden, dass die Alternativen zur Lognormalverteilung einen sehr ähnlichen Kurvenverlauf aufweisen. Allgemeiner ließe sich stattdessen aussagen, dass Konzentrationen von Agenzien in Lebensmitteln rechtsschief verteilt sind. Innerhalb der Klasse der rechtsschiefen Verteilungen kommen jedoch auch andere Verteilungsklassen wie die Loglogistische Verteilung häufig vor. Die Loglogistische Verteilung zeichnet sich im Vergleich zur Lognormalverteilung darin aus, dass sie am rechten Rand der Verteilung ein höheres Gewicht, das heißt eine höhere Wahrscheinlichkeit für die dort liegenden Werte, zulässt. Insofern bestätigt das Ergebnis die Beobachtungen, dass diese Verteilungen oft ein zweites lokales Maximum am rechten Rand aufweisen. Unabhängig von dieser Rangfolge ist jedoch auch die Verteilung auf dem dritten Rang, wie zuvor gezeigt, zumeist eine hinreichend gute Anpassung an die empirische Verteilung, so dass ein eher geringer Fehler bei pauschaler Annahme einer Lognormalverteilung zu erwarten ist.

Es bleibt zu diskutieren, inwieweit die in @RISK definierten Abstandskriterien hinreichend sind, um diese Hypothese zu prüfen. Die Anpassung einer Verteilung, wie sie in @RISK erfolgt, führt für jede Verteilungsklasse die Schätzung der jeweiligen besten Parameter innerhalb dieser Klasse durch. Diese Schätzung der Parameter kann prinzipiell als Momenten-Schätzer, Maximum-Likelihood-Schätzer oder Kleinste-Quadrate-Schätzer (Johnson et. al, 1994) erfolgen, denen jeweils unterschiedliche Optimalitätskriterien zugrunde gelegt sind. Im Ergebnis erhält man daraus eine Vielzahl von „optimalen“ Verteilungen aus unterschiedlichen Verteilungsfamilien. Ein weiteres Kriterium muss entwickelt werden, um aus diesen eine entsprechende Verteilung auszuwählen. Während der erste Schritt über die Parameterunsicherheit quantifiziert werden kann, spiegelt sich im letzteren Schritt die Unsicherheit über die Verteilungsform wieder. Die einfachste Möglichkeit bietet sich durch Verwendung von Anpassungstest. Diese Anpassungstests sind vorwiegend entwickelt worden, um Tests auf Normalverteilung abzuleiten. Grundlage ist ein Abstandsmaß, wie der Kolmogorov-Smirnoff-Abstand, der Anderson-Darling-Abstand oder der Chi-Quadrat-Abstand (Vose, 2003). Basierend auf diesen Abständen existieren Tests, die eine Aussage über die Wahrscheinlichkeit erlauben, mit der die Stichprobenwerte aus der entsprechenden Verteilung entstammen. Die Abstandsmaße können in jedem Fall berechnet werden, jedoch ist es nicht für alle Verteilungsfamilien möglich eine Wahrscheinlichkeitsaussage im Sinne eines statistischen Tests zu treffen. Deshalb ist man zum

Vergleich der Verteilungen auf die Bildung einer Rangfolge basierend auf den Abständen angewiesen. Dies ist jedoch kein objektiv vergleichbares Kriterium und kann nur als Anhaltspunkt dienen (USEPA, 2001), auf jeden Fall sollte die Anpassungsgüte zusätzlich grafisch überprüft werden. Bei einer ausreichenden Stichprobengröße kann davon ausgegangen werden, dass die nach diesem Verfahren auf den ersten Rängen stehenden Verteilungen nahezu gleiche Ergebnisse für die daraus simulierten Mittelwerte und 95-te Perzentile ergeben (Lindtner, 2004).

Im Gegensatz zu diesem beschriebenen Verfahren wurde im Rahmen des XProb-Projektes und zum Aufbau der Datenbank RefXP (Mekel et al., 2007) ein Verfahren auf Grundlage des Maximum-Likelihood-Prinzips ermittelt. Dabei wurde die Tatsache ausgenutzt, dass sich viele der üblicherweise verwendeten ein- oder zweiparametrischen Verteilungen als Spezialfall der vierparametrischen Familie der generalisierten F-Verteilung ableiten lassen (Mekel et al., 2007). Dieses Verfahren hat den Vorteil, dass innerhalb der generalisierten F-Verteilung die optimale Verteilung ermittelt werden kann. Es entfällt also das Problem allein auf dem Abstandvergleich basierende Rangfolgen zu erstellen. Dagegen hat es neben der Komplexität, die die breite Anwendung extrem erschwert, den Nachteil, dass die Anzahl der Verteilungsformen, die als Spezialfall der generalisierten F-Verteilung abgeleitet wurden deutlich geringer ist, als beispielsweise die Verteilungen, welche durch @RISK angeboten werden. Dadurch ist eine starke Einschränkung und auch eine Unsicherheit gegeben, da nicht sichergestellt werden kann, dass nicht eine der nicht abgebildeten Verteilungen die bessere Anpassung liefern würde.

Kann keine Verteilungsfunktion eindeutig ausgewählt werden, so besteht auch hier die Möglichkeit, die Unsicherheiten über den Vergleich bei Wahl verschiedener Verteilungsfunktionen in Monte-Carlo-Simulationen abzuschätzen. Bei entsprechender Anzahl Einflussgrößen und Parameter je Verteilung der Einflussgröße, kann sich hieraus jedoch eine nicht praktikable Anzahl zu testender Kombinationen ergeben (Sander et al., 2006). Insbesondere wenn aufgrund nur spärlich vorliegender Information über die Verteilungsform die Dreiecksverteilung zur Modellierung von Variabilität oder Unsicherheit herangezogen wird, so ist dies mit hohen Unsicherheiten verknüpft (Ferrier et al., 2006; Lindtner, 2004) und eine Sensitivitätsanalyse unter Annahme anderer Verteilungsformen empfehlenswert.

8.6 Vergleich der Ansätze zum Umgang mit den Verzehrstage im Rahmen akuter Bewertungen

Wie die Ergebnisse der vorliegenden Arbeit zeigen, ergibt der üblicherweise verwendete Ansatz die Verzehrstage aller Personen aus einer Studie als unabhängige Tage zu betrachten in der Tendenz gleiche oder höhere Schätzungen als die Verwendung der jeweils höchsten Aufnahme pro Person über die Protokolltage. Allerdings resultieren im Fall eines hohen Anteils Verzehrter mit einem Verzehr an mehreren Tagen im Protokollzeitraum auch geringere Schätzungen. Dies deckt sich mit vergleichbaren Untersuchungen zur Bodenaufnahme (Stanek III, 1996).

Ein Grund für die tendenzielle Überschätzung ist möglicherweise durch die Verwendung unterschiedlicher Perzentile in beiden Ansätzen. Während das 97.5-te Perzentil für den Ansatz verwendet wird, dass alle Verzehrstage auch derselben Person wie unabhängige Tage gewertet werden, wird beim alternativen Ansatz über die Personenebene auf das 95-te Perzentil zurückgegriffen. Dies ist den entsprechenden Konventionen im Rahmen der Bewertung akuter Risiken von Pflanzenschutzmitteln (Banaszak et al., 2005) bzw. personenbezogener Expositionsschätzungen gegeben (Banaszak et al., 2010). Die Festlegung des Schutzniveaus der Bevölkerung ist letztlich in der Verantwortung des Risikomanagers. Der Schutz von 95 % der Bevölkerung jedoch gemein hin als üblich angesehen und unter diesem Blickwinkel der Vergleich mit dem 95-ten Perzentil der Maxima in der Bevölkerung gerechtfertigt. Unabhängig davon, ob die beobachteten Unterschiede nur auf die Wahl des Perzentils oder Behandlung der Unabhängigkeit der Verzehrstage in beiden Ansätzen zurückzuführen sind, ist die beobachtete Überschätzung durch Verwendung des 97,5-ten Perzentils aus Sicht des vorsorgenden Verbraucherschutzes als unproblematisch anzusehen. Die Fälle, in denen der Ansatz unter Verwendung des 97,5-ten Perzentils zu einer Unterschätzung führt, zeigen dagegen, dass eine Anpassung unter Verwendung des 95-ten Perzentils bei Interpretation mehrerer Verzehrstage einer Person als unabhängige Tage, nicht erfolgen sollte.

Ein Aspekt, der für die Betrachtung des maximalen Verzehrs jeder Person in der personenbezogenen Stichprobe spricht ist, dass diese häufig nach Kriterien wie Alter, Geschlecht, Region und Bildung repräsentativ ausgesteuert ist. Für die künstlich gebildete Stichprobe in der mehrere Verzehrstage derselben Person als unabhängige

Tage verschiedener Personen betrachtet werden, ist der Bezug zu der Grundgesamtheit nicht mehr gegeben.

Beide Ansätze gehen mit unterschiedlichen Interpretationen bzw. Annahmen einher, so dass die Wahl des Ansatzes auch hiermit begründet werden kann. Bei der üblichen Vorgehensweise der Umbildung der Personenstichprobe in eine Stichprobe unabhängiger Verzehrstage, wird jede hohe Aufnahme als gleich wahrscheinlich angesehen, einen akuten Effekt zu verursachen. Ganz praktisch bedeutet dies, dass eine Person die an zwei oder mehr aufeinanderfolgenden Tage ein Aufnahme eines Agens hat, welche die Wirkschwelle für akute Effekte übersteigt, so wird davon ausgegangen, dass diese Person auch mehrfach den Effekt ausbildet. Das bedeutet, dass auch Überschreitungen toxikologischer Referenzwerte nicht als Anteil Personen der Gesamtbevölkerung interpretiert werden können (Slob, 2006). In Abhängigkeit des Effektes ist dies jedoch sehr unwahrscheinlich, da die akuten Effekte auch zu einer kurzfristigen Umstellung des Ernährungsverhaltens führen können. In diesem Fall spricht die wiederholte Aufnahme eher dafür, dass bei dieser Person kein akuter Effekt auftrat, auch wenn die Wirkschwelle überschritten war.

Wenn dieselbe Person innerhalb zusammenhängender Protokolltage mehrere hohe Aufnahmen berichtet, kann also auch argumentiert werden, dass die Wahrscheinlichkeit eines akuten Effektes geringer ist, da ansonsten die wiederholte Aufnahme möglicherweise nicht erfolgen würde. Dies versucht der alternative Ansatz zu berücksichtigen, bei dem davon ausgegangen wird, dass innerhalb des Protokollzeitraumes jede Person nur einmal den in Frage stehenden akuten Effekt erleidet. Damit fließt nur ein Tag pro Person, nämlich der mit der höchsten Aufnahme, in die Auswertung ein.

Damit kann die Hypothese (4) nur mit Einschränkungen bestätigt werden. Auch wenn die vereinfachende Interpretation von mehreren Verzehrstagen einer Person als unabhängige Verzehrstage mehrerer Personen in vielen Fällen Schätzungen liefert, die über dem hier diskutierten alternativen Ansatz liegen, so gibt es doch Hinweise darauf, dass im Fall von mehreren Verzehrstagen pro Person und einem hohen Anteil Verzehrer in der Bevölkerung oft auch eine Unterschätzung erfolgt.

Es bleibt zu untersuchen, inwieweit der hier vorgestellte Ansatz noch weiter differenziert werden kann. In einigen Verzehrsstudien werden sowohl unabhängige als auch abhängige Protokolltage pro Person erfasst. Hier wäre es denkbar, das Maximum

über die abhängigen Tage jedes der meist zwei unabhängigen Protokollzeiträume zu nehmen und daraus wieder eine neue Stichprobe zu generieren.

8.7 Unsicherheitsanalysen am Beispiel der Kupferaufnahme bei Verzehr von Obst

Die über den BLS berechnete Gesamtkupferaufnahme aus allen Lebensmitteln in Höhe von 2,4 mg pro Tag, deckt sich mit Schätzungen, die auch von Flynn et al. (2009) auf Basis des Ernährungssurvey erfolgten. Dort wird die mittlere Kupferaufnahme für Männer ab 18 Jahre mit 2,6 mg/ Tag und für Frauen mit 2,1 mg/ Tag angegeben und das 95-te Perzentil der Aufnahme mit 4,2 mg/ Tag für Männer und 3,3 mg/ Tag für Frauen.

Die hohen Aufnahmemengen gemessen am 97,5-ten Perzentil der im Rahmen der NVS I berechneten Aufnahmemengen liegen bei 4,0 mg/ Tag für Männer und 3,3 mg/ Tag (SCF, 2003). Das BgVV berichtet ein 97,5-tes Perzentil der Aufnahme von Kupfer bei erwachsenen Frauen in Höhe von 3,1 mg/ Tag (BgVV, 2002).

In einer Duplikatstudie in Deutschland wurde eine Kupferaufnahme von 0,8 mg/ Tag für den Median und 1,8 mg/ Tag für das 95-te Perzentil ermittelt (Becker et al., 1996).

Verglichen mit früher berechneten Kupferaufnahmen von 2,3 mg für Männer bzw. 1,8 mg für Frauen, zeigt sich gemessen an der mittleren Aufnahme eine leichte Erhöhung der Kupferaufnahme über die Zeit (Heseker, 1998; BgVV, 2002). Röhrig et al. (1998) berichten basierend auf Ergebnissen einer Duplikatstudie von einer Abnahme der mittleren Kupferaufnahme im Zeitraum 1988 bis 1996.

Im Unterschied zu den absoluten Aufnahmemengen ist zu beachten, dass bei Frauen gegenüber Männern durchschnittlich um 10% höhere Kupferkonzentrationen im Blutplasma gemessen wurden (Heseker, 1998). Dies ist auf das geringere Körpergewicht zurückzuführen, was beim Bezug auf die tägliche Aufnahme unberücksichtigt bleibt. Resorptionsraten von Kupfer werden im Bereich von 35-70% (Heseker, 1998, BgVV, 2002) und einem durchschnittlichen Wert von 57 % berichtet (BgVV, 2002).

Für Kinder im Alter von 4-10 Jahren wurde eine mittlere Kupferaufnahme von 2,6 mg/ Tag und für Jugendliche von 11-17 Jahren von 2,3 mg/ Tag ermittelt (Flynn et al., 2009). Vegetarier haben offensichtlich eine um bis zu 100% höhere Aufnahme als Mischköstler (Röhrig, 1998; SCF, 2003). Aufgrund der Verwendung kupferhaltiger

Präparate zur Behandlung von Pflanzen im ökologischen Landbau, lassen sich höhere Kupferkonzentrationen in ökologisch angebauten Produkten nachweisen als in konventionellen Lebensmitteln (Röhrig et al., 1998). Dies lässt vermuten, dass auch Bevölkerungsgruppen, die vorwiegend ökologisch angebaute Lebensmittel verzehren eine höhere Kupferaufnahme haben. Zudem kann der Einsatz von Kupferverbindungen als Fungizid zu erhöhten Gehalten beispielsweise in Wein führen (La Pera et al., 2008):

Kupfer ist für den Menschen essentiell (BgVV, 2002). Die Nährstoffreferenzwerte für Erwachsene liegen im Bereich 1,0 – 1,5 mg /Tag¹³. Damit ist die Menge bezeichnet, bei deren durchschnittlicher täglicher Zufuhr, der Bedarf nahezu aller gesunden Individuen der betrachteten Personengruppe gedeckt ist (Bechthold, 2009).

Bei lang andauernder Zufuhr großer Kupfermengen können auch nichtreversible Schäden auftreten, weshalb für die tägliche maximale Aufnahmemenge (aus allen Quellen), ein Wert abgeleitet wird, von dem als unwahrscheinlich angenommen wird, dass er für den Menschen eine gesundheitliche Gefahr darstellt, der sogenannte Tolerable Upper Intake Level (UL) (Bechthold, 2009). Vom BgVV (2002) wurde die Aufnahmeberechnung 2003 mit dem vom NRC (2001) abgeleiteten UL von 10 mg/ Tag verglichen. Der SCF (2003) hat dagegen einen UL von 5 mg/ Tag abgeleitet.

Die abgeleiteten und berichteten Aufnahmemengen von Kupfer für die Allgemeinbevölkerung überschreiten damit keinen der beiden ULs. Nur für Vegetarier kann sich ein Risiko aus der Überschreitung ergeben.

Die Gesamtaufnahme für Kupfer aus dem BLS ist damit vergleichbar zu anderen Studien innerhalb Deutschlands. Innerhalb Europas variiert die mittlere Kupferaufnahme im Bereich von 1,0 - 2,3 mg/ Tag für Männer und 0,9 - 1,8 mg/ Tag für Frauen (SCF, 2003) bzw. zwischen 1,4-2,6 mg/ Tag für Männer und 1,0 - 2,2 mg/ Tag für Frauen (Flynn et al., 2009). Für das 95-te Perzentil sind Spannen zwischen 1,4 - 4,2 mg/ Tag für Männer und 1,7 - 3,3 mg/ Tag für Frauen berichtet (Flynn et al.,

¹³ Siehe Internetseite: <http://www.dge.de/modules.php?name=Content&pa=showpage&pid=3&page=6>. Datum 28.03.2014. basierend auf „Referenzwerte für die Nährstoffzufuhr“; Hrsg: DGE, ÖGE, SGE, SVE; 1. Auflage, 4., korrigierter Nachdruck 2012, Neuer Umschau Buchverlag

2009). Aus der französischen TDS werden Aufnahmen von 0,9 mg/ Tag für Erwachsene berichtet (LeBlanc et al., 2005).

Neben der Gesamtaufnahme von Kupfer soll die berechnete durchschnittliche Kupferexposition aus Obst von 0,30 mg pro Tag bei Verwendung des BLS und 0,165 mg pro Tag basierend auf dem Lebensmittel-Monitoring betrachtet werden. Eine Schätzung für die Kupferaufnahme aus Obst liegt nur aus der Türkei mit einer Kupferaufnahme von 0,21 mg/ Tag vor (Bagdatlioglu et al., 2010). Die absoluten Aufnahmemengen über Obst entsprechen 13 % (BLS) bzw. 7 % (LM-M) der Gesamtkupferaufnahme. Als wichtigste Kupferquellen werden Getreide und daraus hergestellte Lebensmittel (28%), Fleisch und Fleischprodukte (18%), sowie Milch, Milchprodukte und Käse (9%), alkoholfreie und alkoholhaltige Getränke (7%) sowie Gemüse und Kartoffeln (7%) genannt (Heseker, 1998). In Großbritannien liefern ebenfalls Getreide und Getreideprodukte den höchsten Beitrag neben Gemüse und Kartoffeln (SCF, 2003). Damit erscheint auch der hier geschätzte Beitrag von Obst zur Gesamtkupferaufnahme plausibel.

In allen Schätzungen liegt die Kupferaufnahme der deutschen Bevölkerung am höchsten. Dies kann durch die verschiedenen Erhebungsinstrumente der Verzehrsstudien bedingt sein oder durch unterschiedliches Verzehrverhalten. Eine Möglichkeit ist jedoch auch, dass dies auf Unsicherheiten bei den Nährstoffdatenbanken zurückzuführen ist. In allen Berechnungen für Deutschland wurde der BLS herangezogen, wenn auch aus unterschiedlichen Versionen.

Die Nährstoffangaben des BLS sind als mittlere Werte für den jeweiligen BLS-Kode ohne zusätzliche Verteilungsparameter oder Streuungsmaße angegeben. Damit lässt sich keine quantitative Unsicherheitsanalyse durchführen, die nicht wiederum selbst ausschließlich auf nicht verifizierbaren und somit unsicheren Annahmen beruht. Deshalb kann die quantitative Unsicherheit hier nur indirekt durch die Verwendung alternativer Daten, wie die des LM-M geschätzt werden.

Über das LM-M war eine Zuordnung zu 35% (68 Lebensmittel-Kodes) der im ES protokollierten BLS-Kodes möglich. Diese decken jedoch insgesamt 94% der Gesamtverzehrsmenge aus der Kategorie Obst ab. Trotzdem ergibt sich bei Nutzung des LM-M in Szenario 2 eine Kupferexposition über den Verzehr von Obst von lediglich 54% der auf Basis des BLS ermittelten Kupferexposition gegenüber Obst. Dies kann

entweder durch geringe Angaben für Kupfergehalte im LM-M gegenüber dem BLS bedingt sein, oder durch sehr hohe Gehalte in den Lebensmitteln, die im Ernährungssurvey protokolliert und wenig verzehrt wurden, aber nicht im LM-M untersucht wurden. Obst zählt jedoch nicht zu den Lebensmitteln mit bekanntermaßen hohen Gehalten (Heseker, 1998). Um dies dennoch zu überprüfen kann der Anteil der LM, die in Szenario 1 (BLS) berücksichtigt wurden jedoch nicht in Szenario 2 (LM-M) enthalten sind, wie in *Tabelle 20* dargestellt getrennt berechnet werden. Bezogen auf die Aufnahme von Kupfer über Obst in Szenario 1 tragen diese Lebensmittel in einer Höhe von 0,02 mg zur Gesamtkupferexposition aus Obst bei, was einem Anteil von 7% entspricht. Dieser liegt in ähnlicher Größenordnung wie der Anteil dieser Lebensmittel an der Gesamtverzehrsmenge, woraus sich schlussfolgern lässt, dass im Fall von Kupfer die Anteile der Verzehrsmengen ein geeignetes Maß sind, um die Unsicherheit für die Exposition abzuschätzen. Die sich daraus ergebende Unsicherheit von 6-7% kann als gering eingestuft werden und durch entsprechende Hochrechnung der Werte aus Szenario 2 berücksichtigt werden.

Tabelle 20: Vergleich der in den Szenarien berücksichtigten Verzehrsmengen für Obst und Aufnahme von Kupfer über Obst

	Verzehr in g pro Tag	Gehalte in mg Cu pro Tag	
		Basis BLS	Basis LM-M
Alle verzehrten Lebensmittel der Kategorie Obst	320	0,303	-
Lebensmittel der Kategorie Obst, die auch im LM-M eine Entsprechung haben	302	0,281	0,165
Prozent	94%	93%	

Entsprechend dazu erhält man beim Vergleich der Aufnahmemengen in Szenario 1 und Szenario 2, bei dem ausschließlich die Aufnahmemengen der Lebensmittel berücksichtigt werden, die sowohl im BLS als auch im LM-M untersucht wurden, eine ähnliche Aussage. Für die Schätzung der Aufnahme auf Basis des LM-M ergibt sich eine 41% geringere Aufnahme von Kupfer verglichen zur Schätzung auf Basis des BLS. Da die Verzehrsmengen in beiden Schätzungen identisch sind, lässt sich der Unterschied darauf zurückführen, dass die im LM-M ermittelten mittleren Kupfergehalte deutlich geringer sind, als die des BLS. Verglichen am Beispiel Apfel, dem Lebensmittel mit dem höchsten Beitrag zur Gesamtkupferaufnahme über Obst liegen die Werte des BLS mit 0,1 mg/ 100 g höher, als die Mittelwerte des LM-M aus 2001 und 2007 mit je 0,04 mg/ 100 g (BVL, 2001; BVL, 2007c). Der Wert des BLS liegt somit sogar über bzw. in Höhe der zugehörigen 95-ten Perzentile des LM-M von 0,07

mg/ 100 g aus 2001 bzw. von 0,11 mg/ 100 g aus 2007. Eine vergleichende Untersuchung ergab mittlere Werte für Äpfel aus konventionellem Anbau von 0,035 mg/ 100 g bzw. 0,077 mg/ 100 g für Äpfel aus ökologischem Anbau (Röhrig, 1998). Dieses Spektrum scheint im LM-M abgedeckt, während der BLS noch über den Werten aus ökologischem Anbau liegt.

Für die Berechnung der Kupferexposition aus Obst lässt sich also sagen, dass der BLS den Vorteil hat, dass für alle Lebensmittel aus den Verzehrsstudien Kupfergehalte vorliegen, so dass keine Unsicherheiten aus verzehrten aber nicht untersuchten Lebensmitteln vorliegen. Dagegen ist anzumerken, dass die Quellen für die Angaben zu Kupfergehalten im BLS nicht bekannt sind und somit bei unterschiedlichen Gehalten für gleiche Lebensmittel im LM-M und BLS die Werte des LM-M vorzuziehen sind, da hier von einer ausreichenden Stichprobenzahl von Lebensmitteln des deutschen Marktes ausgegangen werden kann. Durch die im Allgemeinen höheren Kupfergehalte kommt es aber bei Verwendung des BLS zu einer Überschätzung der Exposition, was im Sinne des vorbeugenden Verbraucherschutzes bei der Bewertung von gesundheitlichen Risiken als unproblematisch angesehen wird, aus wissenschaftlicher Sicht aber nicht wünschenswert ist.

Das LM-M hat den Vorteil eines nachvollziehbaren, dokumentierten Studiendesigns, wodurch eine Reihe potentieller Unsicherheiten ausgeschlossen wird. Allerdings hat es den Nachteil, dass immer nur für eine begrenzte Auswahl an Lebensmitteln Proben genommen werden. Im Fall von Kupfer deckt das LM-M einen Großteil der verzehrten Lebensmittel in der Kategorie Obst ab, der gemessen am BLS auch nur ungefähr 7% der Gesamtexposition über Obst ausmacht. Bei anderen Stoffen kann der Anteil LM, die im LM-M abgedeckt werden im Vergleich zu den verzehrten Lebensmitteln deutlich ungünstiger sein und damit auch die Unterschätzung höher ausfallen. Wenn alternative Datenquellen wie der BLS zur Verfügung stehen, sollten diese genutzt werden, um neben dem Anteil der nicht berücksichtigten Verzehrsmengen auch den Anteil der nichtberücksichtigten Exposition zu schätzen. Allerdings ist das Spektrum der Stoffe, die sowohl im LM-M als auch im BLS untersucht wurden, derzeit gering. In Fällen, bei denen weder BLS noch andere Datenquellen vorliegen, besteht lediglich die Möglichkeit, durch Zusammenfassen in Gruppen aus untersuchten und nicht untersuchten Lebensmitteln die Exposition zu extrapolieren, wie dies beispielsweise im LExUKon-Projekt getan wurde (Blume et al., 2010).

Weder der BLS noch das LM-M unterscheiden nach ökologisch und konventionell angebauten Lebensmitteln. Dies kann zu Unsicherheiten bei der Schätzung der Aufnahme führen, da Röhrig (1998) im Mittel mehr als 31% höhere Kupfergehalte in Früchten aus ökologischem Landbau gemessen hat.

9. ZUSAMMENFASSUNG

Unsicherheitsanalysen in der Expositionsschätzung bekommen in den letzten Jahren eine zunehmende Bedeutung. Zum einen ist dies motiviert durch Bestrebungen, regulative Entscheidungen nicht nur auf Basis konservativer Abschätzungen zu treffen, sondern die Exposition möglichst realitätsnäher zu schätzen. Zum anderen tragen die Unsicherheitsanalysen zur Transparenz der Bewertungen bei.

Dabei wurden mehrere Empfehlungen entwickelt, wie Unsicherheitsanalysen im Rahmen einer konkreten Expositionsschätzung durchzuführen sind. Bislang existiert jedoch weder ein Ansatz, wie die Unsicherheit von typischen wiederkehrend verwendeten Datengrundlagen bewertet werden kann. Noch wurde eine solche Bewertung für Datensätze im Bereich der Lebensmittelexposition für Deutschland durchgeführt. Hier setzt die vorliegende Arbeit an. Zunächst wurde ein Schema zur qualitativen Bewertung von Verzehrstudien und Daten zum Vorkommen von Stoffen in Lebensmitteln entwickelt. Dieses Schema wurde dann auf alle im Rahmen bevölkerungsbezogener Expositionsschätzung relevanten Verzehrstudien verschiedener Altersgruppen angewendet. Zudem wurde eine qualitative Unsicherheitsbetrachtung für die Daten des Lebensmittel-Monitoring und den Bundeslebensmittelschlüssel durchgeführt. Im Ergebnis hat sich das abgeleitete Schema zur qualitativen Bewertung als hilfreich und praktikabel erwiesen, um die wesentlichen Unsicherheiten zu beschreiben und einen schnellen Überblick über die Unsicherheiten bereitzustellen. Alle bewerteten Datensätze können im Ergebnis mit kleinen Einschränkungen als hinreichend sicher angesehen werden, um im breiten Rahmen in Expositionsschätzungen für Deutschland genutzt zu werden.

Neben den qualitativen Unsicherheiten wurden ausgewählte typischerweise bei der Anwendung der diskutierten Datenquellen auftretende Unsicherheiten quantifiziert. Dazu zählt zum Einen die Angabe von Konfidenzintervallen für verschiedene statistische Verteilungsparameter aus dem Lebensmittel-Monitoring. Hierzu wurde ein Bootstrap-Verfahren in Excel unter Nutzung von @RISK implementiert, validiert und mit dieser Arbeit zur weiteren Anwendung zur Verfügung gestellt. Basierend auf den für ausgewählte Substanzen ermittelten Konfidenzintervallen wurde überprüft, ob eine Standardbreite von Konfidenzbereichen abgeleitet werden kann. Diese könnten zur Unsicherheitsanalyse herangezogen werden, wenn keine Einzeldaten zur Ermitt-

lung der Konfidenzbereiche verfügbar sind. Für die Kupfergehalte konnte ein Wert von 25% abgeleitet werden, der zum Mittelwert dazu addiert bzw. abgezogen werden kann, um die Unsicherheit abzubilden. Für das 95-te Perzentil ergab sich ein entsprechender Standard bei 50%.

Weiterhin wurde auf Basis der Auswertung der im Lebensmittel-Monitoring angepassten parametrischen Verteilungsfunktionen geprüft, inwieweit die Lognormalverteilung als Standardverteilung für Gehaltsdaten angenommen werden kann. Im Ergebnis zeigt sich, dass die untersuchten Gehaltsdaten im deutschen Lebensmittel-Monitoring tatsächlich eine rechtsschiefe Form aufweisen. Allerdings gibt es offensichtlich eine höhere Wahrscheinlichkeit für den rechten Rand der Verteilung, als bei der Lognormalverteilung, der oft besser durch eine Loglogistische Verteilung angepasst werden kann. In diesen Fällen birgt die Verwendung der Lognormalverteilung ein Risiko zur zumindest leichten Unterschätzung der Exposition bei Verwendung der oberen Perzentile.

Am Beispiel der VELS-Studie wurden zwei Ansätze zur Berechnung der akuten Exposition verglichen. Damit kann die Unsicherheit des typischerweise angewendeten Vorgehens beschrieben werden, bei dem mehrere Verzehrstage derselben Person wie unabhängige Verzehrstage verschiedener Personen behandelt werden. Zum Vergleich wurde hier das 95-te Perzentil der Verteilung der maximalen Verzehrsmenge über die Verzehrstage pro Person berechnet. Es zeigt sich, dass insbesondere für Lebensmittel, die von einem großen Prozentsatz der Bevölkerung verzehrt werden und im Durchschnitt mehr als einen Verzehrstag pro Person im Protokollzeitraum hatten, ein Risiko zur Unterschätzung durch den typischerweise genutzten Ansatz besteht.

Am Beispiel der Kupferaufnahme aus Obst, wurde die Anwendung der Konfidenzintervalle demonstriert. Zudem wurde die Aufnahme sowohl unter Verwendung des des Lebensmittel-Monitoring und des BLS berechnet. Im Vergleich ergibt sich, dass der BLS zwar die vollständigere Datenbasis bietet, aber Unsicherheiten besser durch die verfügbaren Einzeldaten im Lebensmittel-Monitoring adressiert werden können. Im Vergleich mit anderen Schätzungen lässt sich vermuten, dass der BLS die Kupferaufnahme aus Obst überschätzt. Der Einfluss des Aggregationslevels auf dem der BLS genutzt wird, war in dem Beispiel vernachlässigbar.

Im Ergebnis gibt die Arbeit einen Einblick in die Einbeziehung von Unsicherheitsbetrachtungen bei der Expositionsschätzung im Rahmen der gesundheitlichen Risikobewertung. Es wird verdeutlicht, dass eine Diskussion von Unsicherheiten zum Schutz des Verbrauchers unerlässlich ist und die Notwendigkeit hierfür durch den Einsatz moderner Schätzverfahren steigt. Die wichtigsten Datengrundlagen in Deutschland wurden hinsichtlich Ihrer Unsicherheiten dargestellt, so dass eine wichtige Voraussetzung für die zukünftige quantitative Beschreibung von Unsicherheiten geschaffen wurde.

Die Arbeit soll mit der bereits eingangs in gekürzter Form zitierten Warnung vor einem leichtfertigen Glauben an die Wunder der Modellierung von Warren-Hicks et al. (1996) schließen:

“What is clear, however, is that the “garbage in, garbage out” adage applies. For example, many risk assessment studies employ complicated exposure and population models with little or no field measurement available for parameterizing the model. The investigators “make up” distributions for some or all of the model inputs as part of a conceived Monte Carlo analysis. The investigators then initiate the Monte Carlo crank, often with a small number of iterations, and examine the resultant distribution of the model predictions. Frequently, the scientists find the upper 95th percentile of the model predictions and use this value in a decision-making context.” (Warren-Hicks et al. 1996)

REFERENZEN

- Adolf, T., Schneider, R., Eberhardt, W., Hartmann, S., Herweg, A., Hesecker, H., Hünchen, K., Kübler, W., Matlaske, B., Moch, K. J., & Rosenbauer, J. (1995). Ergebnisse der Nationalen Verzehrsstudie (1985-1988) über die Lebensmittel- und Nährstoffaufnahme in der Bundesrepublik Deutschland. *VE-RA-Schriftenreihe (Hgg. : Kübler, W, Anders H J, Heeschen W), Band XI, Wiss. Fachverlag Dr. Fleck XI*, S. 240.
- Ambrus, A., Horváth, Z., Farkas, Z., Dorogházi, E., Cseh, J., Petrova, S., Dimitrov, P., Duleva, V., Rangelova, L., Chikova-Iseener, E., Ovaskainen, M., Pakkala, H., Heinemeyer, G., Lindtner, O., Schweter, A., Trichopoulou, A., Naska, A., Sekula, W., Guiomar, S., Lopes, C., Torres, D., & EFSA (2013). Pilot study in the view of a Pan-European dietary survey - adolescents, adults and elderly CFP/EFSA/DATEX/2010/02. *The PILOT-PANEU consortium. EFSA supporting publications 2013:EN-508*. S. 104.
- AUH (1995). Standards zur Expositionsabschätzung. Bericht des Ausschusses für Umwelthygiene. *Behörde f. Arbeit, Gesundheit u. Soziales, Hamburg*. S. 158.
- Bagdatlioglu, N., Nergiz, C., & Ergonul, P. G. (2010). Heavy metal levels in leafy vegetables and some selected fruits. *J. Verbr. Lebensm* 5, 421-428.
- Banasiak, U., Hesecker, H., Sieke, C., Sommerfeld, C., & Vohmann, C. (2005). Abschätzung der Aufnahme von Pflanzenschutzmittel-Rückständen in der Nahrung mit neuen Verzehrsmengen f. *Bundesgesundheitsbl - Gesundheitsforsch - Gesundheitsschutz* 48, 84-98.
- Banasiak, U., Michalski, B., Pfeil, R., & Solecki, R. (2010). Pflanzenschutzmittel und ihre Rückstände. Aspekte der Verbrauchersicherheit im Kontext neuer EU-Verordnungen. *Bundesgesundheitsbl - Gesundheitsforsch - Gesundheitsschutz* 53, 567-576.
- Bauch, A., Krems, C., Götz, A., Mensink, G. B. M., Slimani, N., & Brombach, C. (2005). Adaption of dishes and EPIC-Soft to the objectives of the National Nutrition Survey II. *Nationale Verzehrsstudie II. 27th Scientific Annual Congress Arbeitsgemeinschaft Ernährungsverhalten (AGEV) 13. /14. Okt. 2005*.
- Bechthold, A. (2009). Referenzwerte für die Nährstoffzufuhr. *Ernährungs-Umschau* 346-353.
- Becker, K., Nöllke, P., Hermann-Kunz, E., Krause, C., Schenker, D., & Schulz, G. (1996). Zufuhr von Spurenelementen und Schadstoffen mit der Nahrung (Duplikate und Diet History) in den alten Bundesländern. *WaBoLu-Heft* 3.
- BfR (2004). Verwendung von Mineralstoffen in Lebensmitteln. Toxikologische und ernährungsphysiologische Aspekte. Teil II. *BfR, hrsg. v. Domke, A; Grossklaus, R; Niemann, B; Pryrembel, H; Richter, K; Schmidt, E; Weissenborn, A; Wörner, B; Ziegenhagen, R*. S. 323.

BfR (2009a). BfR-Modell zur Berechnung der Aufnahme von Pflanzenschutzmittel-Rückständen.

Online:

http://www.bfr.bund.de/cm/343/bfr_modell_zur_berechnung_der_aufnahme_von_pflanzenschutzmittel_rueckstaenden.zip. Zuletzt eingesehen: 31.03.2014. S. 2.

BfR (2009b). Cadmium in Lebensmitteln. Eine aktuelle Aufnahmeschätzung für die deutsche Bevölkerung. Online: http://www.bfr.bund.de/cm/350/cadmium_in_lebensmitteln.pdf. Zuletzt eingesehen: 31.03.2014. S. 42.

BfR (2010). Fragen und Antworten zu Pflanzenschutzmittel-Rückständen in Lebensmitteln. Aktualisierte FAQ des BfR vom 29.11.2010. Online:

http://www.bfr.bund.de/de/fragen_und_antworten_zu_pflanzenschutzmittel_rueckstaenden_in_lebensmitteln-8823.html. Zuletzt eingesehen: 31.03.2014.

BgVV (2002). Toxikologische und ernährungsphysiologische Aspekte der Verwendung von Mineralstoffen und Vitaminen in Lebensmitteln. Teil I: Mineralstoffe (einschliesslich Spurenelemente) - Vorschläge für Regelungen und Höchstmengen zum Schutz des Verbrauchers vor Überdosierung beim Verzehr von Nahrungsergänzungsmitteln (NEM) und angereicherten Lebensmitteln Berlin, den. BgVV, Berlin. S. 40.

Block, G. & Hartman, A. M. (1989). Issues in reproducibility and validity of dietary studies. *Am. J. Clin. Nutr* 50, 1133-1138.

Blume, K., Lindtner, O., Heinemeyer, G., Schneider, K., Schwarz, M., & BfR (2010). Aufnahme von Umweltkontaminanten über Lebensmittel (Cadmium, Blei, Quecksilber, Dioxine und PCB). Ergebnisse des Forschungsprojektes LExUKon. S. 56.

Online: http://www.bfr.bund.de/cm/350/aufnahme_von_umweltkontaminanten_ueber_lebensmittel.pdf. Zuletzt eingesehen: 31.03.2014.

BMVEL (2005). Bundesministerium des Inneren. AVwV (= Allg. Verwaltungsvorschrift) v. 22.8.05 zur Durchführung des Lebensmittel-Monitoring (AVV Lebensmittel-Monitoring - AVV LM). *Gemeinsames Ministerialblatt, hrsg. v. Bundesministerium des Innern, Berlin, den 26. August 2005* 56, 937-943.

Bokkers, B. G. H., Bakker, M., I, Boon, P. E., Bos, P., Bosgra, S., Heijden, G. W. A. M., Janer, G., Slob, W., & Voet, H. v. d. (2009). The practicability of the integrated probabilistic risk assessment (IPRA) approach for substances in food. *RIVM report 320121001/2009, RIVM Bilthoven*. S. 81.

Boon, P. E. & Klaveren, J. D. (2003). Guidelines regarding probabilistic exposure assessment in the safety evaluation of pesticides in the EU-market. *Rikilt - Institute of Food Safety*.

Boon, P. E., Voet, H. v. d., & Klaveren, J. D. (2003). Validation a of probabilistic model of dietary exposure to selected pesticides in Dutch infants. *Food Additives and Contaminants* 20, 36-49.

Boon, P. E., Tjoe, N. E., I, Donkersgoed, G. v., & Klaveren, J. D. (2004). Probabilistic intake calculations performed for the Codex Committee on Pesticide Residues.

Borgonovo, E. (2006). Measuring Uncertainty Importance: Investigation and Comparison of Alternative Approaches. *Risk Analysis* 26, 1349-1361.

Bosgra, S., Bos, P. M. J., Vermeire, T. G., Luit, R. J., & Slob, W. (2005). Probabilistic risk characterization: An example with di(2-ethylhexyl)phthalate. *Regul. Toxicol. Pharmacol* 43, 104-113.

Boyce, C. P., Lewis, A. S., Sax, S. N., Eldan, M., Cohen, S. M., & Beck, B. D. (2008). Probabilistic Analysis of Human Health Risks Associated with Background Concentrations of Inorganic Arsenic: Use of a Margin of Exposure Approach. *Hum. Ecologic. Risk Assessm* 14, 1159-1201.

Brattin, W. J., Barry, T. M., & Chiu, N. (1996). Monte Carlo Modelling with Uncertain Probability Density Functions. *Hum. Ecologic. Risk Assessm* 2, 820-840.

Brombach, C., Wagner, U., Eisinger-Watzl, M., & Heyer, A. (2006). Die Nationale Verzehrsstudie II. Ziel: Aktuelle und belastbare Primärdaten für die Ernährungsberichterstattung des Bundes generieren. *Ernährungs-Umschau* 53, 4-9.

Brussaard, J. H., Löwik, M. R. H., Steingrimsdóttir, L., Moeller, A., Kearney, J., De, H., & Becker, W. (2002). An European food consumption survey method - conclusions and recommendations. *Eur. J.*

BVL (2001). Bundesamt für Verbraucherschutz und Lebensmittelsicherheit (BVL) (2001). Tabellenband zum Bericht über die Monitoring-Ergebnisse des Jahres 2001. *Bundesamt für Verbraucherschutz und Lebensmittelsicherheit (BVL) (Hrsg).*

BVL (2004). Bundesamt für Verbraucherschutz und Lebensmittelsicherheit (BVL) (2004). Lebensmittel-Monitoring. Ergebnisse des bundesweiten Lebensmittel-Monitorings der Jahre 1995 bis 2002. *Bundesamt für Verbraucherschutz und Lebensmittelsicherheit, Berlin.*

BVL (2005a). Bundesamt für Verbraucherschutz und Lebensmittelsicherheit (BVL) (2005). Lebensmittel-Monitoring 2004 - Ergebnisse des bundesweiten Lebensmittel-Monitorings. *Bundesamt für Verbraucherschutz und Lebensmittelsicherheit (BVL) (Hrsg).*

BVL (2005b). Bundesamt für Verbraucherschutz und Lebensmittelsicherheit (BVL) (2005). Tabellenband zum Bericht über die Monitoring-Ergebnisse des Jahres 2005. *Bundesamt für Verbraucherschutz und Lebensmittelsicherheit (BVL) (Hrsg). S. 56.*

BVL (2005c). Bundesamt für Verbraucherschutz und Lebensmittelsicherheit (BVL) (2005). Handbuch Lebensmittel-Monitoring 2005 - 2009. *Bundesamt für Verbraucherschutz und Lebensmittelsicherheit (BVL) (Hrsg). S. 164.*

BVL (2006). Bundesamt für Verbraucherschutz und Lebensmittelsicherheit (BVL) (2006). Lebensmittel-Monitoring, Tabellenband zum Bericht über die Monitoring Ergebnisse des Jahres 2006. *Bundesamt für Verbraucherschutz und Lebensmittelsicherheit (BVL) (Hrsg).*

BVL (2007a). Bundesamt für Verbraucherschutz und Lebensmittelsicherheit (BVL) (2007). Berichte zur Lebensmittelsicherheit 2005 - Lebensmittelmonitoring. *Birkhäuser Verlag (Basel - Boston - Berlin)* S. 63.

BVL (2007b). Bundesamt für Verbraucherschutz und Lebensmittelsicherheit (BVL) (2007). Berichte zur Lebensmittelsicherheit 2006, Lebensmittelmonitoring. *Birkhäuser Verlag, Basel.* S. 71.

BVL (2007c). Bundesamt für Verbraucherschutz und Lebensmittelsicherheit (BVL) (2007). Tabellenband zum Bericht über die Monitoring-Ergebnisse des Jahres 2007. *Bundesamt f. Verbraucherschutz u. Lebensmittelsicherheit.* S. 256.

BVL (2009). Bundesamt für Verbraucherschutz und Lebensmittelsicherheit (BVL) (2009). ADV-Kodierkataloge für die Übermittlung von Daten aus der amtlichen Lebensmittel- und Veterinärüberwachung sowie dem Lebensmittel-Monitoring¹) - Katalog Nr. 10 (Version 1.18): Herkunftsstaaten. *Geschäftsstelle der ADV-Arbeitsgruppe im BVL.* S. 9.

Burmaster, D. E. & Anderson, P. D. (1994). Principles of Good Practice for the Use of Monte Carlo Techniques in Human Health and Ecological RiskAssessments. *Risk Analysis* 14, 477-481.

Carriquiry, A. L. (2003). Estimation of Usual Intake Distribution of Nutrients and Foods. *Workshop "Future Directions for What We Eat in America-NHANES: The Integrated CSFII-NHANES". American Society for Nutritional Sciences (Ed.)* 601S-608S.

Carter, R. L., Sharbaugh, C. O., & Stapell, C. A. (1981). Reliability and validity of the 24-hour recall. *J. Am. Diet. Assoc* 79, 542-547.

Chaisson, C. F., Sielken, R. L., & Waylett, D. K. (1999). Overestimation Bias and Other Pitfalls Associated with the Estimated 99.9th Percentile in Acute Dietary Exposure Assessment. *Regul. Toxicol. Pharmacol* 29, 102-127.

Chapman, P. M. (1996). Invited Debate/Commentary: Classical and Bayesian Approaches: Evolution or Revolution? *Hum. Ecologic. Risk Assessm* 2, 634-635.

Cohen, J. T., Lampson, M. A., & Bowers, T. S. (1996). The Use of Two-Stage Monte Carlo Simulation Techniques to Characterize Variability and Uncertainty in Risk Analysis. *Hum. Ecologic. Risk Assessm* 2, 939-971.

Colyvan, M. (2008). Is Probability the Only Coherent Approach to Uncertainty? *Risk Analysis* 28, 645-651.

- CoT (2007). Committee on Toxicity of Chemicals in Food, C. P. a. t. E. (2007). Variability and Uncertainty in Toxicology of Chemicals in Food, Consumer Products and the Environment. *Committee on Toxicity of Chemicals in Food, Consumer Products and the Environment, Crown copyright* 194.
- Conover, W. J. (1999). Practical Nonparametric Statistics. *Wiley Press* 584.
- Cook, A., Pryer, J., & Shen, P. (2000). The problem of accuracy in dietary surveys. Analysis of the over 65 UK National Diet and Nutrition Survey. *J. Epidemiol. Community Health* 54, 611-616.
- Cooke, R. M. & MacDonell, M. (2008). Regulating Under Uncertainty: Newsboy for Exposure Limits. *Risk Analysis* 28, 577-587.
- Cosgrove, M., Flynn, A., & Kiely, M. (2004). Impact of disaggregation of composite foods on estimates of intakes of meat and meat products in Irish adults. *Public Health Nutrition* 8, 327-337.
- Counil, E., Verger, P., & Volatier, J. L. (2005). Handling of contamination variability in exposure assessment:: A case study with ochratoxin A. *Food Chem. Toxicol* 43, 1541-1555.
- Counil, E., Verger, P., & Volatier, J.-L. (2006). Fitness-for-purpose of dietary survey duration: A case-study with the assessment of exposure to ochratoxin A. *Food Chem. Toxicol* 44, 499-509.
- Cox, J. & Popken, D. A. (2004). Bayesian Monte Carlo Uncertainty Analysis of Human Health Risks from Animal Antimicrobial Use in a Dynamic Model of Emerging Resistance (see Signature E6495). *Risk Analysis* 24, 1153-1164.
- Crawley, H. F. & Portides, G. (1995). Self-reported versus measured height, weight and body mass index amongst 16-17 year old British teenagers. *Int. J. Obesity* 19, 579-584.
- Cullen, A. C. & Frey, H. C. (1999). Probabilistic Techniques in Exposure Assessment. A Handbook for Dealing with Variability and Uncertainty in Models and Inputs. *Plenum Press (New York and London)* 335.
- Davidson, V. J. & Rykes, J. (2003). Comparison of Monte Carlo and Fuzzy Math Simulation Methods for Quantitative Microbial Risk Assessment. *J. Food Protection* 66, 1900-1910.
- Diouf, F., Berg, K., Ptok, S., Lindtner, O., Heinemeyer, G., & Hesseker, H. (2014). German database on the occurrence of food additives: application for intake estimation of five food colours for toddlers and children. *Food Additives & Contaminants: Part A* 31, 197-206.
- Dodd, K. W., Guenther, P. M., Freedman, L. S., Subar, A. F., Kipnis, V., Midthune, D., Tooze, J. A., & Krebs-Smith, S. M. (2006). Statistical Methods for Estimating Usual Intake of Nutrients and Foods: A Review of the Theory. *J. American Dietetic Assoc* 106, 1640-1650.

Dourson, M. L., Felter, S. P., & Robinson, D. (1996). Evolution of Science-Based Uncertainty Factors in Noncancer Risk Assessment. *Regul. Toxicol. Pharmacol* 24, 108-120.

Duffy, E., Hearty, A. P., Gilsenan, M. B., & Gibney, M. J. (2006). Estimation of exposure to food packaging materials. 1: Development of a food-packaging database. *Food Additives and Contaminants* 23, 623-633.

Efron, B. (1986). Why Isn't Everyone a Bayesian? *Am. Statistician* 40, 1-5.

Efron, B. & Tibshirani, R. J. (1993). An Introduction to the Bootstrap. *Chapman & Hall/CRC (Boca Raton - London - New York - Washington, D. C.)* 436.

EC (2000). First Report on the Harmonisation of Risk Assessment Procedures: The Report of the Scientific Steering Committee's Working Group on Harmonisation of Risk Assessment Procedures in the Scientific Committees advising the European Commission in the area of human and environmental health 26-27 October 2000 (published on the internet 20.12.2000).

EC (2001). REPORT FROM THE COMMISSION on Dietary Food Additive Intake in the European Union. *European Commission, Com 2001/542 final* 27.

EC (2003). *European Commission*. Health & Consumer Protection Directorate General (2003). Risk assessment of food borne bacterial pathogens: Quantitative methodology relevant for human exposure assessment. Final Report.

EFSA (2006a). European Food Safety Authority (EFSA) (2006a). Opinion of the Scientific Panel on Contaminants in the Food Chain on a Request from the Commission Related to Ochratoxin A in Food. Question No. EFSA-Q-2005-154. *The EFSA Journal* 365, 1-56.

EFSA (2006b). European Food Safety Authority (EFSA) (2006b). Guidance of the Scientific Committee on a request from EFSA related to Uncertainties in Dietary Exposure Assessment. *EFSA Journal* 438, 1-54.

EFSA (2008a). European Food Safety Authority (EFSA) (2008). Scientific Colloquium Summary Report: European Food Consumption Database: Current and Medium to Long-Term Strategies. EFSA, 28-29 April, Brussels, Belgium, ISSN 1830-4737 2008: S. 161

EFSA (2008b). European Food Safety Authority (EFSA) (2008). Guidance Document for the use of the Concise European Food Consumption Database in Exposure Assessment. EFSA/DATEX/2008/01, Parma 2008: 11 S.

EFSA (2009). European Food Safety Authority (EFSA) (2009). General principles for the collection of national food consumption data in the view of a pan-European dietary survey. *EFSA Journal* 7, 1-51.

EFSA (2010). European Food Safety Authority (EFSA) (2010). Management of left-censored data in dietary exposure assessment of chemical substances. *EFSA Journal* 2010; 8(3):1557-96.

EFSA (2011a). European Food Safety Authority (EFSA, FAO, WHO) (2011). Peltonen, K., Charrondiere, R., Georgescu, I. M., Kambek, L., Lombardi-Boccia, G., Lindtner, O., Suarez, V. M., Oliveira, L., Ruprich, J., Shavila, J., Sirot, V., Verger, P. Towards a harmonised Total Diet Study approach: a guidance document. *EFSA Journal* 9, p 66.

EFSA (2011b). European Food Safety Authority (EFSA) (2011). The food classification and description system FoodEx 2 (draft-revision 1) European Food Safety Authority. *EFSA Supporting Publications* 2011:215-438.

EU (2002). Richtlinie des Rates vom 20. Dezember 1985 zur Einführung gemeinschaftlicher Probe- nahmeverfahren und Analysemethoden für die Kontrolle von Lebensmitteln (85/591/EWG). *Amtsblatt der Europ. Gemeinschaften* L 372/50, 3.

EU (2002). Verordnung (EG) Nr. 178/2002 des Europäischen Parlaments und des Rates vom 28. Januar 2002 zur Festlegung der allgemeinen Grundsätze und Anforderungen des Lebensmittelrechts, zur Errichtung der Europäischen Behörde für Lebensmittelsicherheit und zur Festlegung von Verfahren zur Lebensmittelsicherheit. *Amtsblatt der Europ. Gemeinschaften* L.

EU (2005). VERORDNUNG (EG) Nr. 396/2005 DES EUROPÄISCHEN PARLAMENTS UND DES RATES vom 23. Februar 2005 über Höchstgehalte an Pestizidrückständen in oder auf Lebens- und Futtermitteln pflanzlichen und tierischen Ursprungs und zur Änderung der Richtlinie 91/414/EWG des Rates. *Amtsblatt der Europ. Union* 1-16.

Fahrmeir, L., Künstler, R., Pigeot, I., & Tutz, G. (2004). Statistik. Der Weg zur Datenanalyse (Privatexemplar). *Berlin, Heidelberg (Springer)*, 5. verbesserte Aufl.

Ferrier, H., Shaw, G., Nieuwenhuijsen, M., Boobis, A., & Elliott, P. (2006). Assessment of uncertainty in a probabilistic model of consumer exposure to pesticide residues in food. *Food Additives and Contaminants* 23, 601-615.

Ferson, S. (1996). What Monte Carlo Methods Cannot Do. *Hum. Ecologic. Risk Assessm* 2, 990-1007.

Finley, B., Proctor, D., Scott, P., Harrington, N., Paustenbach, D., & Price, P. (1994). Recommended Distributions for Exposure Factors Frequently Used in Health Risk Assessment. *Risk Analysis* 14, 533-553.

Firestone, M., Fenner-Crisp, P., Barry, T., Bennett, D., Steven, C., Callahan, M., & U.S.Environmental Protection Agency (EPA) (1997). Guiding Principles for Monte Carlo Analysis. *EPA/630/R-97/001* 39.

Fischer, K., Karg, G., & Gedrich, K. (1997). Ernährungssituation in Bayern. Stand der Entwicklung. Abschlussbericht zum Forschungsprojekt Bayerische Verzehrsstudie (1995) im Auftrag d. Bayr.

Staatsministeriums für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten. *TU München, Inst. f. Sozialökonomik des Haushalts, Lehrstuhl f. Wirtschaftslehre des Haushalts.*

Flynn, A., Hirvonen, T., Mensink, G. B. M., Ocké, M. C., Serra-Majem, L., Stos, K., Szponar, L., Tetens, I., Turrini, A., Fletcher, R., & Wildemann, T. (2009). Intake of selected nutrients from foods, from fortification and from supplements in various European countries. *Food & Nutrition Res Suppl. I*, 1-51.

Freudenheim, J. L., Johnson, N. E., & Wardrop, R. L. (1987). Misclassification of nutrient intake of individuals and groups using one-, two-, three-, and seven-day food records. *Am. J. Epidemiol* 126, 703-713.

Frewer, L. J., Fischer, A. R. H., van den Brink, P. J., Byrne, P., Brock, T., Brown, C., Crocker, J., Gorerlitz, G., Hart, A., Scholderer, J., & Solomon, K. (2008). Potential for the Adoption of Probabilistic Risk Assessments by End-Users and Decision-Makers. *Hum. Ecologic. Risk Assessm* 14, 166-178.

Frey, H. C. (1993). Separating Variability and Uncertainty in Exposure Assessment: Motivation and Method. *Paper No. 93-79. 01 - Proceedings of the 86th Annual Meeting Air and Waste Management Association. Pittsburgh, Pennsylvania, June 1993.*

Frey, H. C. & Cullen, A. C. (1995). Distribution Development for Probabilistic Exposure Assessment. *Proceedings of the 88th Annual Meeting (held June 18-23 in San Antonio, TX), Air and Waste Management Assoc. , Pittsburgh, Pennsylvania, Paper No. 95-TA42. 02.*

Frey, H. C. & Rhodes, D. S. (1998). Characterization and Simulation of Uncertain Frequency Distributions: Effects of Distribution Choice, Variability, Uncertainty, and Parameter Dependence. *Hum. Ecologic. Risk Assessm* 4, 423-468.

Frey, H. C. & Patil, S. R. (2002). Identification and Review of Sensitivity Analysis Methods. *Risk Analysis* 22, 553-578.

Frey, H. C., Mokhtari, A., & Danish, T. (2003). Evaluation of Selected Sensitivity Analysis Methods Based Upon Applications to Two Food Safety Process Risk Models.

Frey, H. C., Mokhtari, A., & Zheng, J. (2004). Recommended Practice Regarding Selection, Application, and Interpretation of Sensitivity Analysis Methods Applied to Food Safety Process Risk Models.

FSA (2007). Food Standards Agency (FSA) (2007). Survey of metals in a variety of foods. Food Survey Information Sheet 01/07. (Revised March 2007)

Online: <http://multimedia.food.gov.uk/multimedia/pdfs/fsismetals0107.pdf> p 52. Zuletzt eingesehen: 31.03.2014.

Funtowicz, S. O. & Ravetz, J. R. (1990). Uncertainty and Quality in Science for Policy. *Springer-Verlag* 229.

- Gessler, J. R. (1993). Statistische Graphik. *Birkhäuser Verlag (Basel - Boston - Berlin)* 285.
- Gibney, M. J. & Voet, H. v. d. (2003). Introduction to the Monte Carlo project and the approach to the validation of probabilistic models of dietary exposure to selected food chemicals. *Food Additives and Contaminants* 20, 1-7.
- Gilsbach, W. (1998). Abschätzung der Messunsicherheit bei der Rückstandsanalytik von Pflanzenschutzmitteln. *Lebensmittelchemie* 95-96.
- Gilsenan, M. B., Thompson, R. L., Lambe, J., & Gibney, M. J. (2003a). Validation analysis of probabilistic models of dietary exposure to food additives. *Food Additives and Contaminants* 20, 61-72.
- Gilsenan, M. B., Lambe, J., & Gibney, M. J. (2003b). Assessment of food intake input distributions for use in probabilistic exposure assessments of food additives. *Food Additives and Contaminants* 20, 1023-1033.
- Goemann, S. (2010). Abschätzung der Aufnahme von Cadmium durch den Verzehr von Bitterschokolade bei Erwachsenen in Deutschland. *Diplomarbeit im Studiengang Ernährungswissenschaft der Mathematisch-Naturwissenschaftlichen Fakultät der Universität Potsdam. Berlin / Potsdam* 120.
- Haldimann, M., Baumgartner, A., & Zimmerli, B. (2002). Intake of lead from game meat a risk to consumers health? *Eur Food Res Technol* 215, 375-379.
- Hart, A., Smith, G. C., Macarthur, R., & Rose, M. (2003). Application of uncertainty analysis in assessing dietary exposure. *Toxicol. Lett* 140-141, 437-442.
- Hartmann, B. M., Bell, S., Vásquez-Caicedo, A. L., Götz, A., & Brombach, C. (2006). Der Bundeslebensmittelschlüssel - Aktuelle Entwicklungen, Potenzial und Perspektiven. *Ernährungs-Umschau* 53, 124-129.
- Hartmann, B. M., Bell, S., Vásquez-Caicedo, A. L., Götz, A., Erhardt, J., Brombach, C., & Max, R., I (2008a). Bundeslebensmittelschlüssel (BLS) - Version II.3.1. *Max-Rubner-Institut* 36.
- Hartmann, B. M., Vásquez-Caicedo, A. L., Bell, S., Krems, C., & Brombach, C. (2008b). The German nutrient database: Basis for analysis of the nutritional status of the German population. *J. Food Composition Anal* 21, S115-S118.
- Hattis, D. (1990). Three Candidate Laws of Uncertainty Analysis. *Risk Analysis* 10, 11.
- Hattis, D. & Burmaster, D. E. (1994). Assessment of Variability and Uncertainty Distributions for Practical Risk Analysis. *Risk Analysis* 14, 713-730.
- Haubrock, J., Nöthlings, U., Volatier, J. L., Ferrari, P., Dekkers, A., Illner, A. K., Knüppel, S., Andersen, L. F., Hartig, U., Ocké, M., & Boeing, H. (2009). Estimating usual food intake distributions by using the

multiple-source method. *7th International Conference on Diet and Activity Methods, June 4-7, 2009 Washington, DC.*

Heinemeyer, G. (2008). Concepts of exposure analysis for consumer risk assessment. *Experimental and Toxicologic Pathology* 60, 207-212.

Heinemeyer, G. (2011). Exposition des Verbrauchers mit Blei. *BfR-Forum Spezial, Gesundheits- und Umweltaspekte bei der Verwendung von Bleimunition bei der Jagd* 14.

Heinemeyer, G., Sommerfeld, C., Springer, A., Heiland, A., Lindtner, O., Greiner, M., Heuer, T., Krems, K., & Conrad, A. (2013). Estimation of Dietary Intake of Bis(2-ethylhexyl)phthalate (DEHP) by Consumption of Food in the German Population. *Int. J. Hyg. Environ. Health - Online: <http://dx.doi.org/10.1016/j.ijheh.2013.01.001> xxx, xxx.*

Heseker, H., Adolf, T., Eberhardt, W., Hartmann, S., Herweg, A., Kübler, W., Matlaske, B., Moch, K. J., Nitsche, A., Schneider, R., & Zipp, A. (1994). Lebensmittel- und Nährstoffaufnahme Erwachsener in der Bundesrepublik Deutschland. Zweite, überarb. Aufl. *VERA-Schriftenreihe (Hgg.: Kübler, W., Anders H J, Heeschen W), Band III, Wiss. Fachverlag Dr. Fleck III*, 266.

Heseker, H. (1998). Kupfer. Funktionen, Physiologie, Stoffwechsel, Empfehlungen und Versorgung in der Bundesrepublik Deutschland. *Ernährungs-Umschau* 45, 215-217.

Heseker, H., Oepping, A., & Vohmann, C. (2003). Verzehrsstudie zur Ermittlung der Lebensmittelaufnahme von Säuglingen und Kleinkindern für die Abschätzung eines akuten Toxizitätsrisikos durch Rückstände von Pflanzenschutzmitteln (VELS). *Forschungsbericht der Universität Paderborn im Auftrag des Bundesministerium für Verbraucherschutz, Ernährung und Landwirtschaft, Bonn* 74.

Hilbig, A., Heuer, T., Krems, C., Strassburg, A., Eisinger-Watzl, M., Heyer, A., Tschida, A., Götz, A., & Pfau, C. (2009). Wie isst Deutschland? Auswertungen der Nationalen Verzehrsstudie II zum Lebensmittelverzehr. *Ernährungs-Umschau* 56, 16-23.

Hill, R. A. (1996). From Science to Decision-Making: The Applicability of Bayesian Methods to Risk Assessment. *Hum. Ecologic. Risk Assessm* 2, 636-642.

Hoffmann, K., Boeing, H., Dufour, A., Volatier, J. L., Telman, J., Virtanen, M., Becker, W., & Henauw S De (2002a). Estimating the distribution of usual dietary intake by short-term measurements. *Eur. J. Clin. Nutrition* 56, 553-562.

Hoffmann K; Kroke A; Klipstein-Grobusch K; Boeing H (2002b). Standardization of Dietary Intake Measurements by Nonlinear Calibration Using Short-term Reference Data. *Am. J. Epidemiol.* 156 (9), 862 – 870

Hoogenboom, L. A. P., Bokhorst, J. G., Northolt, M. D., Vijver, L. P. L., Broex, N. J. G., Mevius, D. J., Meijs, J. A. C., & Van der Roest, J. (2008). Contaminants and microorganisms in Dutch organic food products: a comparison with conventional products. *Food Additives and Contaminants* 25, 1195-1207.

Institute of European Food Studies (1998). The effect of survey duration on the estimation of food chemical intakes. Section 1 - Influence of survey duration on food intake estimates; Section 2 - Comparison of a combined 3-day food diary and food frequency questionnaire with a 14-day food diary for estimating mean food intakes among consumers only.

Jager, T., Vermeire, T. G., Rikken, M. G. J., & Poel, P. v. d. (2001). Opportunities for a probabilistic risk assessment of chemicals in the European Union. *Chemosphere* 43, 257-264.

Janssen, P. H. M., Petersen, A. C., Sluijs, J. P., Risbey, J. S., & Ravetz, J. R. (2003). RIVM/MNP Guidance for Uncertainty Assessment and Communication: Quickscan Hints & Actions List (RIVM/MNP Guidance for Uncertainty Assessment and Communication Series, Volume 2). *RIVM, Bilthoven*, 2003 24.

Jäschke, S. (2007). Überprüfung und Austausch von Zinkwerten des Bundeslebensmittelschlüssels auf der Basis des Lebensmittel-Monitorings und aktueller Literaturdaten. *Fachhochschule Münster, in Zusammenarbeit mit dem BfR* 149.

Jensen, B. H., Andersen, J. H., Petersen, A., & Christensen, T. (2008). Dietary exposure assessment of Danish consumers to dithiocarbamate residues in food: A comparison of the deterministic and probabilistic approach. *Food Additives and Contaminants* 25, 714-721.

Johnson, N. L., Kotz, S., & Balakrishnan, N. (1994). Continuous Univariate Distributions, Volume 1. Second Edition. *John Wiley & Sons, Inc. (New York - Chichester - Brisbane - Toronto - Singapore)* 756.

Johnson, B. B. & Slovic, P. (1998). Lay views on uncertainty in environmental health risk assessment. *J. Risk Research* 1, 261-279.

Jurek, A. M., Maldonado, G., Greenland, S., & Church, T. R. (2006). Exposure-measurement error is frequently ignored when interpreting epidemiologic study results. *Eur. J. Epidemiol* 21, 871-876.

Karvetti, R.-L. & Knuts, L.-R. (1981). Agreement between dietary interviews. *J. Am. Diet. Assoc* 79, 654-660.

Karvetti, R.-L. & Knuts, L.-R. (1985). Validity of the 24-hour dietary recall. *J. Am. Diet. Assoc* 85, 1437-1442.

Karvetti, R.-L. & Knuts, L.-R. (1992). Validity of the estimated diary: Comparison of 2-day recorded and observed food and nutrient intakes. *J. Am. Diet. Assoc* 92, 580-584.

Klaveren, J. D., Goedhart, P. W., Wapperom, D., & Voet, H. v. d. (2012). A European tool for usual intake distribution estimation in relation to data collection by EFSA. *EFSA Supporting Publications* 2012:EN-300 42.

Klemm, C., Mathis, G., Christ, M., Gebhardt, G., Hamami, E., Pathasart, B., Wagner, U., & Dehne, L. (1999). Der Bundeslebensmittelschlüssel (BLS II.). Konzeption, Aufbau und Dokumentation der Datenbank blsdat. *Bundesinstitut f. Gesundheitl. Verbraucherschutz u. Veterinärmedizin. Berlin* 1999, 2. Aufl 64.

Krems, C., Bauch, A., Götz, A., Heuer, T., Hild, A., Möseneder, J., & Brombach, C. (2006). Methoden der Nationalen Verzehrsstudie II. *Ernährungs-Umschau* 53, 44-50.

Kroes, R., Müller, D., Lambe, J., Löwik, M., Klaveren, J. v., Kleiner, J., Massey, R., Mayer, S., Urieta, I., Verger, P., & Visconti, A. (2002). Assessment of intake from the diet. *Food Chem. Toxicol* 40, 327-385.

Kroke A; Manz F; Kersting M; Remer T; Sichert-Hellert W; Alexy U; Lentze M J (2004). The DONALD Study. History, current status and future perspectives. *Eur. J. Nutr.*, 43: 45 – 54

La Pera L., Dugo, G., Rando, R., Di, B. G., Maisano, R., & Salvo, F. (2008). Statistical study of the influence of fungicide treatments (mancozeb, zoxamide and copper oxychloride) on heavy metal concentrations in Sicilian red wine. *Food Additives and Contaminants* 25, 302-313.

Lambe, J. & Kearney, J. (1999). The influence of survey duration on estimates of food intakes - relevance for food-based dietary guidelines. *Br. J. Nutr* 81, S139-S142.

Lambe, J., Kearney, J., Leclercq, C., Zunft, H. F. J., De, H. S., Lamberg-Allardt, C. J. E., Dunne, A., & Gibney, M. J. (2000). The influence of survey duration on estimates of food intakes and its relevance for public health nutrition and food safety issues. *Eur. J. Clin. Nutrition* 54, 166-173.

Larkin, F. A., Metzner, H. L., & Guire, K. E. (1991). Comparison of three consecutive-day and three random-day records of dietary intake. *J. Am. Diet. Assoc* 91, 1538-1542.

Lavine, M. (1996). Monte Carlo and Bayesian Statistics. *Hum. Ecologic. Risk Assessm* 2, 666-670.

Leblanc, J.-C., Guérin, T., Noel, L., Calamassi-Tran, G., Volatier, J. L., & Verger, P. (2005). Dietary exposure estimates of 18 elements from the 1st French Total Diet Study. *Food Additives and Contaminants* 22, 624-641.

LFGB (2005). Lebensmittel-, Bedarfsgegenstände- und Futtermittelgesetzbuch (Lebensmittel- und Futtermittelgesetzbuch - LFGB). Vollzitat: "Lebensmittel- und Futtermittelgesetzbuch in der Fassung der Bekanntmachung vom 24. Juli 2009 (BGBl. I S. 2205), das durch die Verordnung vom 3. August 2009 (BGBl. I S.2630) geändert worden ist". *Bundesgesetzblatt Teil I* Nr. 55 58.

Lindemann, G. (2006). Lebensmittelsicherheit in der EU und in Deutschland - Vom Acker oder Stall bis zum Tisch des Verbrauchers. *J. Verbr. Lebensm* 1, 71-72.

Lindtner, O. (2004). Kriterien bei der Auswahl einer geeigneten Verteilungsschätzung für ein probabilistisches Expositionsmodell und Ableitung von Anforderungen an die Dokumentation. In: 1. Workshop zur bevölkerungsbezogenen Expositionsabschätzung - Datengrundlagen und probabilistische Methoden - 29. u. 30. Januar 2004, Berlin. *Materialien "Umwelt und Gesundheit"* 44, 90-92.

Lindtner, O., Vespermann, A., Wagner, C., Bauch, A., Kenntner, N., Bräunig, J., & Heinemeyer, G. (2004). Uncertainty in the Use of Consumption Studies for Exposure Assessment in Foodborne Infections and Intoxications (S-C05). *5th World Congress Foodborne Infections and Intoxications, Proceedings III*, 637-641.

Lindtner, O. (2005). Methodische Aspekte der Expositionsschätzung bei der Bewertung von Lebensmittelzutaten. *Präsentation BfR-Seminar 02.02.2005* 19 S.

Lindtner, O. (2006a). Probabilistische Expositionsschätzung - Chance für die Risikobewertung von Schadstoffen in Lebensmitteln? *Fortbildung für den öffentlichen Gesundheitsdienst*. Online: http://www.bfr.bund.de/cm/343/probabilistische_expositionsschaetzung_chance_fuer_die_risikobewertung_von_schadstoffen_in_lebensmitteln.pdf. Zuletzt eingesehen: 31.03.2014.

Lindtner, O., Kenntner, N., & Heinemeyer, G. (2006b). New Database of Probability Distributions for Concentration of Chemicals in Food. *Abstract-/Poster-Book ISEA congress, Paris, 2006* 106.

Lindtner O; Blume K; Schneider K; Schwarz M; Heinemeyer G. (2011). Unsicherheiten einer Expositionsschätzung für Quecksilber. *48. Wissenschaftl. Kongress. Dt. Gesellschaft f. Ernährung e. V., Potsdam*.

Lindtner, O., Blume, K., Heinemeyer, G., & Ernährung, L. (2013a). Exposition der Verbraucher mit Dioxinen und PCB über Lebensmittel. Kreisläufe unerwünschter Stoffe in der Lebensmittelkette. Workshop des Bundesministeriums für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz und des Friedrich-Loeffler-Institutes am 27. und 28. Oktober 2011 in Braunschweig. *Schriftenreihe des BMELV, Reihe A: Angewandte Wissenschaft. Heft 524* 68-79.

Lindtner, O., Berg, K., Blume, K., Fiddicke, U., & Heinemeyer, G. (2013b). *The German Approach to Estimating Dietary Exposures Using Food Monitoring Data*. In Gerald G. Moy and Richard Vannoort (Eds.): *Total Diet Studies*. Springer (New York) 2013: 19 S.

Lopez, A., Rueda, C., Armentia, A., Rodriguez, M., Cuervo, L., & Ocio, J. A. (2003). Validation and sensitivity analysis of a probabilistic model for dietary exposure assessment to pesticide residues with a Basque Country duplicate diet study. *Food Additives and Contaminants* 20, 87-101.

Madelin, R. (2004). The Importance of Scientific Advice in the Community Decision Making Process. - Event: Inaugural joint meeting of the members of the non-food scientific committees, Brussels, 7 September.

Margetts B M; Nelson M (1997). Design Concepts in Nutritional Epidemiology. Oxford (University Press) 1997: 451 S.

McNamara, C., Rohan, D., Golden, D., Gibney, M., Hall, B., Tozer, S., Safford, B., Coroama, M., Le-neveu-Duchemin, M. C., & Steiling, W. (2007). Probabilistic modelling of European consumer exposure to cosmetic products. *Food Chem. Toxicol* 45, 2086-2096.

Mekel, O., Mosbach-Schulz, O., Schümann, M., Okken, P.-K., Peters c, Herrmann, J., Hehl, O., Bubenheim, M., Fehr, R., & Timm, J. (2007). Evaluation von Standards und Modellen zur probabilistischen Expositionsabschätzung - Xprob (4 Bände). *Im Auftrag des Umweltbundesamtes, Universität Bielefeld 2007.*

Mensink, G. B. M., Hermann-Kunz, M., & Thamm, M. (1998). Der Ernährungssurvey. *Gesundheitswesen* 60, S83-S86.

Mensink, G. B. M., Thamm, M., & Haas, K. (1999). Die Ernährung in Deutschland 1998. *Gesundheitswesen* 61, S200-S206.

Mensink, G., Beitz, R., Burger, M., & Bisson, S. (2000). Lebensmittelkonsum in Deutschland. *Ernährungs-Umschau* 47, 328-331.

Mensink, G. B. M., Haftenberger, M., & Thamm, M. (2001). Original Communication: Validity of DISH-ES 98, a computerised dietary history interview: energy and macronutrient intake. *Eur. J. Clin. Nutrition* 55, 409-417.

Mensink, G. & Robert-Koch-Institut, B. (2002). Was essen wir heute? Ernährungsverhalten in Deutschland. *RKI, Berlin. Beiträge zur Gesundheitsberichterstattung des Bundes* 170.

Mensink, G. B. M., Bauch, A., Vohmann, C., Stahl, A., Six, J., Kohler, S., Fischer, J., & Heseker, H. (2007a). EsKiMo Das Ernährungsmodul im Kinder- und Jugendgesundheitssurvey (KiGGS). *Bundesgesundheitsbl - Gesundheitsforsch - Gesundheitsschutz* 50, 902-908.

Mensink, G., Heseker, H., Richter, A., Stahl, A., & Vohmann, C. (2007b). Ernährungsstudie als KiGGS-Modul (EsKiMo). *Robert-Koch-Institut / Universität Paderborn* 143.

Merten, C., Ferrari, P., Bakker, M., Boss, A., Hearty, Leclercq, C., Lindtner, O., Tlustos, C., Verger, P., Volatier, J., Arcella, D., & EFSA (2011). Methodological characteristics of the national dietary surveys carried out in the European Union as included in the European Food Safety Authority (EFSA) Comprehensive European Food Consumption Database. *Food Additives and Contaminants*, DOI:10.1080/19440049.2011.576440 Part A, 1-21.

- Mokhtari, A. & Frey, H. C. (2005). Sensitivity Analysis of a Two-Dimensional Probabilistic Risk Assessment Model Using Analysis of Variance. *Risk Analysis* 25, 1511-1529.
- Morgan, G. & Henrion, M. (1998). Uncertainty. A Guide to Dealing with Uncertainty in Quantitative Risk and Policy Analysis. *Cambridge (University Press)* 332.
- Mosbach-Schulz, O., Henning, K. J., & Hensel, A. (2004). Forschung zur Politikberatung: Zukünftige Aufgaben des Bundesinstituts für Risikobewertung. *Berl. Münch. Tierärztl. Wschr* 117, 166-170.
- MRI (2008a). Nationale Verzehrsstudie II. Ergebnisbericht, Teil 2. Die bundesweite Befragung zur Ernährung von Jugendlichen und Erwachsenen. Hrsg. : *Max Rubner-Institut, Bundesforschungsinstitut für Ernährung und Lebensmittel* 308 S.
- MRI (2008b). Nationale Verzehrsstudie II. Ergebnisbericht, Teil 1. Die bundesweite Befragung zur Ernährung von Jugendlichen und Erwachsenen. Hrsg. : *Max Rubner-Institut, Bundesforschungsinstitut für Ernährung und Lebensmittel* 173 S.
- NRC (2001). National Research Council (NRC). Dietary Reference Intakes for Vitamin A, Vitamin K, Arsenic, Boron, Chromium, Copper, Iodine, Iron, Manganese, Molybdenum, Nickel, Silicon, Vanadium, and Zinc. *The National Academies Press. Online: http://www.nal.usda.gov/fnic/DRI//DRI_Vitamin_A/full_report.pdf*. Zuletzt eingesehen: 31.03.2014..
- Niggemeier, C. M. (2012). Aufbereitung und Auswertung der VELS-Daten zur qualitativen Erfassung der Zusatzstoffaufnahme von Kleinkindern. *Masterarbeit, Rheinische Friedrichs-Wilhelm-Uni. , Bonn* 100.
- Nusser, S. M., Carriquiry, A. L., Dodd, K. W., & Fuller, W. A. (1996). A Semiparametric Transformation Approach to Estimating Usual Daily Intake Distributions. *J. American Statistical Assoc* 91, 1440-1449.
- O’Ryan, R. & Diaz, M. (2008). The Use of Probabilistic Analysis to Improve Decision-Making in Environmental Regulation in a Developing Context: The Case of Arsenic Regulation in Chile. *Hum. Ecologic. Risk Assessm* 14, 623-640.
- Özkaynak, H., Frey, H. C., & Hubbell, B. (2008). Characterizing Variability and Uncertainty in Exposure Assessments Improves Links to Environmental Decision-Making. *NIH Public Access EM (Pittsburgh Pa.) Author manuscript* 58, 18-22.
- Palaniappan, U., Cue, R., I, Payette, H., & Gray-Donald, K. (2003). Implications of Day-to-Day Variability on Measurements of Usual Food and Nutrient Intakes. *Nutritional Methodology - Research Communication. American Society for Nutritional Sciences* 232-235.
- Palisade Corporation (2005). Benutzerhandbuch für @RISK - Risikoanalysen- und Simulations-Add-In für Microsoft® Excel.Version 4.5. *Palisade Corporation* 556.

Paulo, M. J., Voet, H. v. d., Jansen, M. J., Braak, C. J. t., & Klaveren, J. D. (2005). Risk assessment of dietary exposure to pesticides using a Bayesian method. *Pest Manag. Sci* 61, 759-766.

Paustenbach, D. J. (2000). The Practice of Exposure Assessment: A State-of-the-Art Review. *J. Toxicol. Environ. Health Part B*, 3, 179-291.

Petersen, B. J. (2000). Probabilistic modelling: theory and practice. *Food Additives and Contaminants* 17, 591-599.

Rai, S. N., Krewski, D., & Bartlett, S. (1996). A General Framework for the Analysis of Uncertainty and Variability in Risk Assessment. *Hum. Ecologic. Risk Assessm* 2, 972-989.

Renwick, A. G., Barlow, S. M., Hertz-Picciotto, I., Boobis, A. R., Dybing, E., Edler, L., Eisenbrand, G., Greig, J. B., Kleiner, J., Lambe, J., Müller, D. J. G., Smith, M. R., Tritscher, A., Tuijelaars, S., Brandt van den, P. A., Walker, R., & Kroes, R. (2003). Risk characterisation of chemicals in food and diet. *Food Chem. Toxicol* 41, 1211-1271.

Ripley, B. D. (1996). Pattern Recognition and Neural Networks. *Cambridge (University Press)*.

Röhrig, B. (1998). Der Zink- und Kupfergehalt von Lebensmitteln aus ökologischem Landbau und der Zink- und Kupferverzehr erwachsener Vegetarier. *Diss. Biologisch-Pharmazeutische Fakultät der Friedrich-Schiller-Universität Jena* 120.

Röhrig, B., Anke, M., Drobner, C., Jaritz, M., & Holzinger, S. (1998). Zinc intake of German adults with mixed and vegetarian diets. *Trace Elem. Electrolytes* 15, 81-86.

Sander, P., Bergbäck, B., & Öberg, T. (2006). Uncertain Numbers and Uncertainty in the Selection of Input Distributions - Consequences for a Probabilistic Risk Assessment of Contaminated Land. *Risk Analysis* 26, 1363-1375.

SCF (2003). Opinion of the Scientific Committee on Food on the Tolerable Upper Intake Level of Copper (expressed on 5 March 2003). *EU, Directorate-General Health and Consumer Protection, Directorate C - Scientific Opinions; SCF/CS/NUT/UPPLEV/57 Final 27 March 2003* 19.

Schneider, K., Schwarz, M., Lindtner, O., Blume K., & Heinemeyer, G. (2014): Lead exposure from food: the German LExUKon project, Food Additives & Contaminants: Part A, DOI: 10.1080/19440049.2014.905875. Published online first.

Schneider, R., Eberhardt, W., Hesecker, H., & Moch, K. J. (1992). Die VERA-Stichprobe im Vergleich mit Volkszählung, Mikrozensus und anderen nationalen Untersuchungen. *VERA-Schriftenreihe (Hgg. : Kübler, W, Anders H J, Heeschen W, Kohlmeier M), Band II, Wiss. Fachverlag Dr. Fleck II*, 240.

Scholtens, S., Brunekreef, B., Visscher, T. L. S., Smit, H. A., Kerkhof, M., Jongste, J. C., Gerritsen, J., & Wijga, A. H. (2006). Reported versus measured body weight and height of 4-year-old children and the prevalence of overweight 17.

Schroeter, A., Sommerfeld, G., Klein, H., & Hübner, D. (1999). Warenkorb für das Lebensmittel-Monitoring in der Bundesrepublik Deutschland. *Bundesgesundheitsbl - Gesundheitsforsch - Gesundheitsschutz* 42, 77-84.

Schwarz, M. A., Lindtner, O., Blume, K., Heinemeyer, G., & Schneider, K. (2014). Dioxin and dl-PCB exposure from food: the German LExUKon project. *Food Additives & Contaminants: Part A* - <http://dx.doi.org/10.1080/19440049.2013.878041> 15.

Sempos, C. T., Johnson, N. E., Smith, E. L., & Gilligan, C. (1985). Effects of intraindividual and inter-individual variation in repeated dietary records. *Am. J. Epidemiol* 121, 120-130.

Sieke, C., Lindtner, O., & Banasiak, U. (2008a). Pflanzenschutzmittelrückstände. Nationales Monitoring - Abschätzung der Verbraucherexposition: Teil 1. *Dt. Lebensmittel-Rundschau* 104, 271-279.

Sieke, C., Lindtner, O., & Banasiak, U. (2008b). Pflanzenschutzmittelrückstände. Nationales Monitoring. Abschätzung der Verbraucherexposition: Teil 2. *Dt. Lebensmittel-Rundschau* 104, 336-341.

Sieke, C., Lindtner, O., & Banasiak, U. (2008c). Refined Design for a German Food Monitoring Program for Pesticide Residues. *European Pesticide Residue Workshop, Berlin 1st - 5th June 2008, Final Programme, Book of Abstracts* S.

Slimani, N. & Valsta, L. (2002). Perspectives of using the EPIC-SOFT programme in the context of pan-European nutritional monitoring surveys: methodological and practical implications. *Eur. J. Clin. Nutrition* 56, S63-S74.

Slob, W. (2006). Probabilistic dietary exposure assessment taking into account variability in both amount and frequency of consumption. *Food Chem. Toxicol* 44, 933-951.

Sluijs, J. P., Risbey, J. S., Klopogge, P., Ravetz, J. R., Funtowicz, S. O., Quintana, S. C., Guimaraes, P., De, M. B., Petersen, A. C., Janssen, P. H. M., Hoppe, R., & Huijs, S. W. F. (2003). RIVM/MNP Guidance for Uncertainty Assessment and Communication: Detailed Guidance (RIVM/MNP Guidance for Uncertainty Assessment and Communication Series, Volume 3). *Utrecht University, Utrecht, 2003* 71.

Sluijs, J. P., Janssen, P. H. M., Petersen, A. C., Klopogge, P., Risbey, J. S., Tuinstra, W., & Ravetz, J. R. (2004). RIVM/MNP Guidance for Uncertainty Assessment and Communication: Tool Catalogue for Uncertainty Assessment (RIVM/MNP Guidance for Uncertainty Assessment and Communication Series, Volume 4).

Sluijs, J. P., Craye, M., Funtowicz, S., Klopogge, P., Ravetz, J., & Risbey, J. (2005). Combining Quantitative and Qualitative Measures of Uncertainty in Model-Based Environmental Assessment: The NUSAP System. *Risk Analysis* 25, 481-492.

Smith, E. P., Ye, K., & McMahan, A. R. (1996). Bayesian Statistics: Evolution or Revolution? *Hum. Ecologic. Risk Assessm* 2, 660-665.

Smith G C; Hart A D M; Rose M D; Macarthur R; Fernandes A; White S; Moore D R J (2002): Intake estimation of polychlorinated dibenzo-p-dioxins, dibenzofurans (PCDD/Fs) and polychlorinated biphenyls (PCBs) in salmon: the inclusion of uncertainty. *Food Additives and Contaminants* 2002, 19 (8): 770 – 778

Stahl, A., Vohmann, C., Richter, A., Hesecker, H., & Mensink, G. (2009). Changes in food and nutrient intake of 6- to 17-year-old Germans between the 1980s and 2006. *Public Health Nutrition (Vorabdruck)*, 12.

Stanek III, E. J. (1996). Estimating Exposure Distributions: A Caution for Monte Carlo Risk Assessment. *Hum. Ecologic. Risk Assessm* 2, 874-891.

TNO (2001). European Food Consumption Survey Method. Final report. *TNO Nutrition and Food Research, Proj. No. 220267/01* 01 80.

Tooze, J. A., Midthune, D., Dood, K. W., Freedman, L. S., Krebs-Smith, S., Subar, A. F., Guenther, P. M., Carroll, R. J., & Kipnis, V. (2006). A New Statistical Method for Estimating the Usual Intake of Episodically Consumed Foods with Application to Their Distribution. *J. American Dietetic Assoc* 106, 1575-1587.

Tressou J; Crépet A; Bertail P; Feinberg M H; Leblanc J C (2004). Probabilistic exposure assessment to food chemicals based on extreme value theory. Application to heavy metals from fish and sea products. *Food Chem. Toxicol.* 42: 1349 – 1358

Tucker, A. J. (2008). Pesticide residues in food - Quantifying risk and protecting the consumer. *Trends in Food Sci. & Technol* 19, S49-S55.

USEPA (2001). Risk Assessment Guidance for Superfund: Volume III - Part A, Process for Conducting Probabilistic Risk Assessment. *US EPA 540-R-02-002*, www.epa.gov/superfund/RAGS3A/index.htm 385.

USEPA (2004). An Examination of EPA Risk Assessment Principles and Practices. *US EPA/100/B-04/001* 193.

Verger, P. & Fabiansson, S. (2008). Recent progress in exposure assessment and its interaction with the risk analysis process. *Trends in Food Sci. & Technol* 19, S96-S102.

Vermeire, T., Pieters, M., Rennen, M., & Bos, P. (2001). Probabilistic assessment factors for human health risk assessment. *RIVM, Bilthoven - RIVM report 601516005* 29.

Vicari, A. S., Mokhtari, A., Morales, R. A., Jaykus, L.-A., Frey, H. C., Slenning, B. D., & Cowen, P. (2007). Second-order modeling of variability and uncertainty in microbial hazard characterization. *J. Food Protection* 70, 363-372.

Voet, H. v. d. & Slob, W. (2007). Integration of Probabilistic Exposure Assessment and Probabilistic Hazard Characterization. *Risk Analysis* 27, 351-371.

Volatier, J. L., Turrini, A., & Welten, D. (2002). Some statistical aspects of food intake assessment. *Eur. J. Clin. Nutrition* 56, S46-S52.

Vose, D. (2003). Risk analysis. A quantitative guide, 2. Aufl. *Chichester, New York, Weinheim, Brisbane, Singapore, Toronto (John Wiley & Sons, Ltd.)*.

Walker, W. E., Harremoes, P., rotmans, J., Sluijs, J. P., Asselt, M. B. A., Janssen, P., & Krayen von Kraus, M. P. (2003). Defining Uncertainty. A Conceptual Basis for Uncertainty Management in Model-Based Decision Support. *Integrated Assessment* 4, 5-17.

Warren-Hicks, W. J. & Butcher, J. B. (1996). Monte Carlo Analysis: Classical and Bayesian Applications. *Hum. Ecologic. Risk Assessm* 2, 643-649.

WHO (2001). Glossary of Exposure Assessment-Related Terms: A Compilation. *IPCS - International Programme on Chemical Safety*. Exposure Terminology Subcommittee of the IPCS Exposure Assessment Planning Workgroup.

Online: http://www.who.int/ipcs/publications/methods/harmonization/en/compilation_nov2001.pdf. Zuletzt eingesehen: 31.03.2014.

WHO (2002). Risk assessments of Salmonella in eggs and broiler chickens. Technical Report. Online: <http://www.who.int/foodsafety/publications/micro/en/salmonella.pdf>. Zuletzt eingesehen: 31.03.2014.

WHO (2005). Principles of characterizing and applying human exposure models. *IPCS - Harmonization Project Document No. 3* p 76. World Health Organization Geneva, 2005

Online: <http://www.inchem.org/documents/harmproj/harmproj/harmproj3.pdf>. Zuletzt eingesehen: 31.03.2014.

WHO (2008a). Uncertainty and data quality in exposure assessment. Part 1: guidance document on characterizing and communicating uncertainty in exposure assessment. Part 2: hallmarks of data quality in chemical exposure assessment. *IPCS harmonization project document ; no. 6* 175. Online: <http://www.inchem.org/documents/harmproj/harmproj/harmproj6.pdf>. Zuletzt eingesehen: 31.03.2014.

WHO (2008b). Dietary Exposure Assessment of Chemicals in Food. Report of a Joint FAO/WHO Consultation, Annapolis, Maryland, USA, 2 - 6 May 2005. Online: http://whqlibdoc.who.int/publications/2008/9789241597470_eng.pdf. Zuletzt eingesehen: 31.03.2014.

Willet, W. (1998). Nutritional Epidemiology. *Oxford University Press (New York - Oxford)* 514.

Wrieden, W. L., Longbottom, P. J., Adamson, A. J., Ogston, S. A., Payne, A., Haleem, M. A., & Barton, K. L. (2008). Estimation of typical food portion sizes for children of different ages in Great Britain. *Br. J. Nutr* 99, 1344-1353.

ANHANG

A.Breite der Konfidenzintervalle im Lebensmittel-Monitoring

<i>Tabelle A.1: Relative Konfidenzintervallbreiten in % für Kupfergehalte im Lebensmittel-Monitoring auf Basis aller Werte, ermittelt mit dem Tool ConFit mit Korrektur.</i>	A-2
<i>Tabelle A.2: Relative Konfidenzintervallbreiten in % für Zinkgehalte im Lebensmittel-Monitoring auf Basis aller Werte, ermittelt mit dem Tool ConFit mit Korrektur.</i>	A-8
<i>Tabelle A.3: Relative Konfidenzintervallbreiten in % für Selengehalte im Lebensmittel-Monitoring auf Basis aller Werte, ermittelt mit dem Tool ConFit mit Korrektur.</i>	A-13
<i>Tabelle A.4: Relative Konfidenzintervallbreiten in % für Bleigehalte im Lebensmittel-Monitoring auf Basis aller Werte, ermittelt mit dem Tool ConFit mit Korrektur.</i>	A-18
<i>Tabelle A.5: Relative Konfidenzintervallbreiten in % für Cadmiumgehalte im Lebensmittel-Monitoring auf Basis aller Werte, ermittelt mit dem Tool ConFit mit Korrektur.</i>	A-26
<i>Tabelle A.6: Relative Konfidenzintervallbreiten in % für Quecksilbergehalte im Lebensmittel-Monitoring auf Basis aller Werte, ermittelt mit dem Tool ConFit mit Korrektur.</i>	A-33
<i>Tabelle A.7: Relative Konfidenzintervallbreiten in % für Arsengehalte im Lebensmittel-Monitoring auf Basis aller Werte, ermittelt mit dem Tool ConFit mit Korrektur.</i>	A-37
<i>Tabelle A.8: Relative Konfidenzintervallbreiten für Nitratgehalte im Lebensmittel-Monitoring auf Basis aller Werte, ermittelt mit dem Tool ConFit mit Korrektur.</i>	A-42
<i>Tabelle A. 9: Relative Konfidenzintervallbreiten für Aflatoxin-B1 im Lebensmittel-Monitoring auf Basis aller Werte, ermittelt mit dem Tool ConFit mit Korrektur.</i>	A-44
<i>Tabelle A.10: Relative Konfidenzintervallbreiten für Ochratoxin A im Lebensmittel-Monitoring auf Basis aller Werte, ermittelt mit dem Tool ConFit mit Korrektur.</i>	A-45
<i>Tabelle A.11: Relative Konfidenzintervallbreiten für Deoxynivalenol im Lebensmittel-Monitoring auf Basis aller Werte, ermittelt mit dem Tool ConFit mit Korrektur.</i>	A-47
<i>Tabelle A.12: Relative Konfidenzintervallbreiten für Zearalenon im Lebensmittel-Monitoring auf Basis aller Werte, ermittelt mit dem Tool ConFit mit Korrektur.</i>	A-48
<i>Tabelle A. 13: Relative Konfidenzintervallbreiten für Imidachloprid im Lebensmittel-Monitoring auf Basis aller Werte, ermittelt mit dem Tool ConFit mit Korrektur.</i>	A-49
<i>Tabelle A. 14: Relative Konfidenzintervallbreiten für Thiabendazol im Lebensmittel-Monitoring auf Basis aller Werte, ermittelt mit dem Tool ConFit mit Korrektur.</i>	A-50

Tabelle A.1: Relative Konfidenzintervallbreiten in % für Kupfergehalte im Lebensmittel-Monitoring auf Basis aller Werte, ermittelt mit dem Tool ConFit mit Korrektur.

Jahr	Kupfergehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
1997	290111 Tafelweintraube weiß	241	11,8%	12,9%	22,7%	21,2%	24,6%
1997	530501 Paprikapulver Fruchtgewürz	242	8,1%	5,4%	57,2%	6,8%	5,1%
1998	060301 Leber Rind	307	10,7%	12,2%	20,2%	19,8%	22,2%
1998	064006 Fleischteilstück Wildschwein frisch	183	22,4%	8,7%	80,3%	16,2%	18,7%
1998	101430 Heilbutt	83	40,0%	50,0%	66,9%	36,5%	48,8%
1998	101435 Schwarzer Heilbutt	92	21,9%	58,7%	30,3%	34,6%	37,6%
1998	102960 Karpfen (Cyprinus carpio) Süßwasserfisch	193	9,5%	14,9%	27,2%	13,1%	12,9%
1998	120301 Miesmuschel	91	8,7%	12,2%	30,3%	27,0%	23,3%
1998	240100 Kartoffeln	256	14,4%	9,2%	62,7%	11,3%	13,7%
1998	250205 Spargel	261	6,2%	6,0%	23,3%	12,2%	12,6%
1998	250401 Mohrrübe	219	8,1%	14,0%	31,2%	10,5%	12,0%
1998	250403 Knollensellerie	190	7,3%	9,1%	41,3%	10,8%	8,0%
1998	260204 Spinat tiefgefroren	233	11,3%	5,0%	60,8%	12,1%	33,9%
1998	290102 Erdbeere	251	9,9%	10,9%	46,4%	8,9%	11,6%
1998	290201 Apfel	284	11,6%	7,3%	56,0%	13,5%	21,0%
1998	290202 Birne	225	11,1%	8,5%	29,3%	27,6%	21,3%
1998	290303 Pfirsich	106	9,5%	8,7%	43,7%	9,6%	120,0%
1998	290304 Aprikose	49	10,0%	15,3%	23,6%	27,0%	31,1%
1998	290305 Pflaume	66	9,6%	13,3%	17,7%	19,8%	19,2%
1998	290306 Nektarine	68	9,0%	18,5%	24,4%	16,7%	18,0%
1998	290307 Süßkirsche	49	10,0%	12,8%	28,0%	19,1%	16,0%
1999	063802 Pute Fleischteilstück auch tiefgefr.	302	43,2%	0,0%	82,8%	45,4%	18,6%
1999	063808 Pute Leber	194	3,9%	5,6%	18,5%	4,5%	4,3%
1999	110204 Makrele geräuchert	253	5,3%	7,5%	10,5%	12,7%	11,2%
1999	111135 Thunfisch in eigenem Saft Konserve	252	7,3%	0,0%	20,6%	17,9%	17,8%
1999	230403 Leinsamen	212	3,5%	3,6%	13,3%	8,0%	10,8%
1999	250203 Blumenkohl	246	5,9%	10,7%	20,8%	18,4%	22,0%
1999	250208 Zwiebel	257	6,8%	6,1%	48,9%	8,2%	11,3%
1999	250302 Gemüsepaprika	246	6,7%	19,1%	17,1%	8,7%	13,8%
1999	250307 Melone/Honigmelone	239	12,1%	12,5%	50,3%	17,4%	17,5%
1999	270101 Zuchtchampignon	228	4,9%	8,0%	13,4%	8,4%	8,0%
1999	290506 Papaya	228	9,1%	9,0%	37,5%	23,9%	15,7%
1999	290514 Rhabarber	212	11,8%	10,8%	59,9%	19,7%	26,5%

Jahr	Kupfergehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
1999	400604 Nougatcrem süßer Brotaufstrich	230	5,6%	7,4%	13,1%	7,4%	11,2%
2000	035201 Ziegenkäse	249	7,8%	12,0%	18,9%	21,9%	25,7%
2000	070902 Schinken roh geräuchert/ungeräuchert	260	12,6%	10,1%	59,4%	13,3%	14,1%
2000	082602 Kalbsleberwurst fein gekörnt	252	7,2%	7,0%	35,8%	16,3%	12,2%
2000	082900 Rotwürste/Blutwürste	227	44,1%	11,0%	87,9%	19,4%	27,2%
2000	111239 Lachs, auch Stücke	243	6,2%	14,5%	16,2%	17,8%	28,0%
2000	150603 Langkornreis	103	7,0%	9,1%	16,1%	14,3%	15,6%
2000	150608 Reis ungeschliffen	71	10,2%	16,0%	26,7%	5,7%	42,5%
2000	150609 Parboiled Reis	73	7,7%	12,2%	24,9%	15,9%	21,0%
2000	220200 Teigwaren	251	4,9%	7,5%	16,4%	5,5%	15,0%
2000	230404 Sonnenblumenkerne	243	3,4%	3,7%	20,2%	6,2%	7,5%
2000	250107 Chinakohl	258	7,0%	14,9%	20,2%	22,0%	11,2%
2000	250113 Wirsingkohl	259	9,1%	6,7%	50,4%	12,3%	13,7%
2000	250305 Gurke	111	24,3%	0,0%	73,4%	2,0%	76,4%
2000	261103 Tomatenmark 2fach/3fach konzentriert	250	5,8%	5,4%	12,9%	14,9%	10,4%
2000	261205 Erbse tiefgefroren	257	4,9%	6,4%	25,4%	8,2%	41,3%
2000	301508 Sauerkirsche Konserve	255	5,9%	7,0%	18,9%	10,4%	18,0%
2000	480306 Obstbrei für Säuglinge/Kleink.	77	27,8%	15,4%	73,1%	16,0%	22,8%
2000	480310 Vollkorn-Obstzubereitung für Säuglinge	64	8,1%	19,9%	17,6%	22,0%	14,0%
2001	060900 Fleischteilstück Kalb	233	24,4%	31,6%	63,6%	15,4%	29,5%
2001	061001 Leber Kalb	198	15,3%	54,3%	13,3%	19,4%	20,3%
2001	061002 Niere Kalb	221	7,7%	5,6%	37,7%	29,7%	37,5%
2001	061702 Niere Schwein	293	6,6%	4,9%	37,2%	9,2%	22,8%
2001	062300 Fleischteilstück Lamm	215	6,4%	9,5%	23,3%	14,3%	14,1%
2001	101325 Butterfisch/Buttermakrele	133	15,4%	13,1%	27,9%	35,0%	68,1%
2001	101425 Scholle	286	17,8%	5,8%	38,5%	25,0%	59,4%
2001	104600 Haie, Zuschnitte	78	26,9%	48,4%	44,3%	66,9%	68,0%
2001	105540 Rotbarsch Filet	237	16,8%	8,5%	60,5%	12,1%	43,8%
2001	150301 Gerstenkörner	89	7,3%	8,8%	15,9%	9,0%	8,3%
2001	230104 Linse grün	66	5,9%	9,5%	18,4%	5,6%	27,1%

Jahr	Kupfergehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2001	230116 Linse rot	102	6,3%	3,1%	22,9%	29,8%	30,4%
2001	230117 Linse gelb	41	9,3%	26,2%	19,7%	10,1%	6,5%
2001	230123 Linse braun	71	3,1%	4,7%	15,3%	10,0%	9,8%
2001	250101 Kopfsalat	101	17,8%	31,7%	48,8%	20,9%	45,0%
2001	250122 Porree	256	61,2%	8,9%	94,6%	13,5%	20,2%
2001	250301 Tomate	276	22,8%	14,2%	69,4%	11,8%	61,5%
2001	290111 Tafelweintraupe weiß	291	14,0%	10,8%	50,0%	18,1%	25,0%
2001	290201 Apfel	100	8,4%	12,5%	20,1%	13,0%	11,2%
2001	312500 Mehrfruchtsäfte	243	12,3%	12,8%	63,8%	14,0%	25,9%
2001	331010 Wein (Weißwein)	282	10,1%	23,5%	14,6%	10,0%	13,6%
2001	400000 Honige	196	15,0%	42,0%	24,8%	39,9%	18,5%
2001	412502 Fruchtzubereitung für Milchprodukte	262	11,5%	17,1%	31,9%	38,5%	13,6%
2001	480401 Fertigmenü für Säuglinge mit Rindfleisch	62	6,5%	6,6%	38,8%	13,4%	16,4%
2001	480402 Fertigmenü für Säuglinge mit Geflügel	61	6,1%	11,1%	13,3%	11,8%	9,1%
2001	480406 Fertigmenü für Säuglinge mit Kalbfleisch	51	6,3%	15,8%	16,3%	6,1%	6,9%
2001	480409 Fertigmenü für Säuglinge ohne tierische Erzeugnisse	65	8,9%	20,0%	31,8%	23,3%	32,9%
2002	060200 Fleischteilstück Rind	289	17,9%	11,4%	65,5%	4,8%	9,6%
2002	060302 Niere Rind	290	8,3%	2,6%	72,2%	5,0%	9,2%
2002	064221 Fleischteilstück Strauß auch tiefgefroren	75	7,7%	10,2%	31,8%	20,4%	23,4%
2002	111243 Kabeljau auch Stücke küchenmäss. vorber. auch tiefgef	101	7,4%	12,8%	17,8%	13,5%	17,3%
2002	230209 Tofu	100	8,1%	9,1%	23,5%	11,0%	39,0%
2002	240100 Kartoffeln	108	8,4%	18,4%	11,4%	12,0%	10,5%
2002	250114 Spinat	103	13,4%	11,6%	53,5%	17,2%	17,9%
2002	250312 Bohne grüne	160	18,3%	5,7%	69,0%	36,6%	55,0%
2002	250401 Mohrrübe	90	10,3%	13,3%	25,5%	13,8%	17,4%
2002	262602 Möhren/Karottensaft	222	4,8%	12,5%	15,0%	5,7%	12,4%
2002	290202 Birne	104	13,3%	17,3%	49,4%	19,6%	16,0%
2002	290303 Pfirsich	38	9,9%	20,9%	19,6%	12,8%	18,0%
2002	290306 Nektarine	53	9,0%	21,6%	15,7%	11,3%	9,1%
2002	290401 Orange	30	14,2%	0,0%	21,8%	6,8%	25,1%
2002	290402 Mandarine	110	6,7%	10,5%	19,2%	22,0%	22,4%
2002	290499 Orange, essbarer Anteil	97	7,1%	16,7%	11,6%	7,7%	8,2%

Jahr	Kupfergehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2002	290502 Banane	38	8,2%	8,1%	28,8%	11,8%	21,4%
2002	290599 Banane, essbarer Anteil	62	7,8%	16,2%	20,1%	12,7%	20,2%
2002	310101 Traubensaft rot	228	12,0%	23,9%	22,9%	15,0%	30,5%
2002	310208 Johannisbeernektar rot	227	19,5%	60,0%	46,2%	0,0%	0,0%
2002	331020 Wein gehobener Qualität, rot, WBZ unbekannt	236	12,5%	20,4%	23,5%	25,2%	18,0%
2002	360603 Vollbier Pils	251	14,0%	77,0%	26,8%	45,7%	20,0%
2002	440101 Schokolade	286	7,8%	29,2%	7,4%	7,2%	6,1%
2002	470801 Teeaufguß aus unfermentiertem Tee	106	43,7%	0,0%	29,5%	50,8%	65,2%
2002	470804 Teeaufguß aus fermentiertem Tee	105	58,0%	36,4%	45,8%	0,0%	97,7%
2002	480200 Säuglings- u. Kleinkindernahrung auf Getreidebasis	238	7,5%	12,8%	7,9%	20,5%	11,0%
2002	530508 Pfeffer weiß Fruchtgewürz	117	3,6%	3,2%	25,7%	9,3%	9,6%
2002	530509 Pfeffer schwarz Fruchtgewürz	117	5,4%	4,0%	20,5%	16,4%	7,0%
2003	063402 Fleischteilstück Hauskaninchen auch tiefgefroren	223	9,2%	8,5%	39,9%	36,0%	0,0%
2003	063602 Fleischteilstück Ente auch tiefgefroren	245	5,5%	7,6%	14,7%	7,3%	14,2%
2003	063702 Fleischteilstück Gans auch tiefgefroren	247	46,1%	12,5%	82,0%	11,0%	20,3%
2003	100605 Hering (Clupea harengus) Seefisch	40	4,5%	6,4%	18,7%	6,5%	7,0%
2003	150101 Weizenkörner	110	6,9%	6,7%	23,4%	10,4%	9,4%
2003	150600 Reis	100	6,7%	11,8%	13,3%	5,8%	5,6%
2003	250111 Weißkohl	94	29,5%	25,0%	43,2%	106,9%	53,3%
2003	250203 Blumenkohl	103	8,9%	10,0%	23,7%	17,5%	7,2%
2003	250302 Gemüsepaprika	298	7,3%	8,2%	21,0%	5,6%	7,3%
2003	250305 Gurke	244	14,6%	15,3%	33,7%	21,0%	0,0%
2003	250308 Aubergine	106	15,6%	20,0%	17,4%	32,1%	21,8%
2003	261205 Erbse tiefgefroren	104	5,6%	5,2%	23,5%	7,9%	4,9%
2003	530200 Gewürze Blätter Kräuter	255	26,6%	13,0%	76,1%	26,9%	17,9%
2004	080500 Brühwürstchen umgerötet	247	6,5%	9,9%	34,4%	23,0%	13,6%
2004	100605 Hering (Clupea harengus) Seefisch	205	2,5%	4,2%	11,8%	8,5%	7,9%
2004	150201 Roggenkörner	103	18,3%	5,2%	81,0%	5,5%	11,5%

Jahr	Kupfergehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2004	230501 Erdnuß	22	7,9%	10,2%	26,3%	6,5%	5,3%
2004	230502 Walnuß	35	12,5%	19,6%	37,2%	10,8%	13,4%
2004	230503 Haselnuß	31	6,4%	6,5%	44,5%	25,7%	17,9%
2004	230806 Mandel gemahlen	45	4,8%	5,6%	24,6%	11,4%	14,3%
2004	250101 Kopfsalat	48	17,5%	40,0%	31,2%	32,1%	33,6%
2004	250102 Feldsalat	47	34,8%	23,6%	79,3%	123,2%	107,9%
2004	250110 Rotkohl	97	12,3%	0,0%	54,8%	47,1%	35,1%
2004	250122 Porree	98	14,9%	21,2%	37,0%	21,1%	34,5%
2004	250126 Eisbergsalat	61	20,3%	25,5%	60,1%	16,7%	200,0%
2004	250142 Rucola	44	58,8%	34,9%	80,2%	29,9%	80,6%
2004	250301 Tomate	91	13,5%	0,0%	32,2%	30,6%	46,2%
2004	290102 Erdbeere	101	10,9%	12,1%	30,2%	38,8%	35,9%
2004	290501 Ananas	191	6,4%	11,3%	10,1%	10,0%	10,6%
2004	311603 Orangensaft	102	22,1%	0,0%	91,1%	6,1%	5,9%
2005	080106 Salami Kaliber unter 70 mm 2.211.05	151	42,6%	8,5%	93,1%	8,4%	55,4%
2005	080300 Rohwürste streichfähig	143	6,5%	13,6%	18,4%	11,4%	12,2%
2005	102615 Regenbogenforelle (Salmo gaidnerii) Süßwasserfisch	122	7,6%	19,0%	33,2%	13,2%	44,9%
2005	102960 Karpfen (Cyprinus carpio) Süßwasserfisch	85	8,6%	16,0%	16,3%	21,5%	12,4%
2005	150600 Reis	108	9,7%	11,7%	33,9%	8,1%	12,2%
2005	161113 Müsliriegel/-happen	145	7,3%	8,7%	20,3%	22,5%	26,6%
2005	161401 Weizenbrotteig	71	10,0%	18,4%	33,9%	21,7%	28,2%
2005	161505 Blätterteig	65	7,6%	9,1%	35,3%	28,0%	18,4%
2005	230402 Mohn	66	5,0%	7,8%	33,9%	8,2%	9,5%
2005	230403 Leinsamen	62	4,2%	4,6%	19,6%	7,1%	11,5%
2005	240100 Kartoffeln	101	10,2%	19,5%	34,0%	7,6%	30,8%
2005	240506 Kartoffelbreipulver	69	8,5%	15,2%	26,8%	18,9%	24,3%
2005	250114 Spinat	149	12,0%	10,0%	36,3%	32,7%	81,2%
2005	250201 Broccoli	68	7,2%	9,5%	14,6%	9,7%	11,7%
2005	250204 Artischocke	54	12,4%	19,4%	18,9%	24,7%	35,4%
2005	250312 Bohne grüne	130	11,1%	10,0%	60,2%	4,1%	12,3%
2005	250401 Mohrrübe	105	11,5%	12,8%	50,8%	10,0%	20,4%
2005	280101 Champignon Konserve	80	8,5%	11,1%	20,7%	14,3%	12,1%
2005	280303 Shiitakepilz getrocknet	75	6,8%	9,4%	23,1%	7,4%	5,3%
2005	290202 Birne	108	7,8%	7,3%	28,5%	10,4%	14,0%
2005	290303 Pfirsich	133	6,3%	11,7%	20,0%	17,0%	20,0%
2005	290401 Orange	112	7,4%	8,5%	23,6%	18,5%	12,5%

Jahr	Kupfergehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2005	290402 Mandarine	20	75,0%	18,6%	95,6%	784,0%	427,6%
2005	310601 Apfelsaft	99	13,7%	20,0%	20,7%	50,0%	26,0%
2005	311601 Grapefruitsaft	65	17,8%	16,7%	69,1%	0,0%	64,5%
2005	312101 Ananassaft	51	10,9%	34,5%	15,6%	18,3%	15,1%
2005	334200 Qualitätsschaumwein	125	15,3%	50,0%	35,0%	18,7%	101,4%
2005	339000 Traubenmost, teilweise gegoren	63	28,6%	75,6%	37,6%	49,8%	60,1%
2005	431601 Marzipanrohmasse	48	17,3%	5,6%	46,7%	44,9%	54,8%
2005	431900 Süßwaren aus Rohmassen anderer Art	77	14,2%	28,3%	29,1%	41,2%	31,7%

Tabelle A.2: Relative Konfidenzintervallbreiten in % für Zinkgehalte im Lebensmittel-Monitoring auf Basis aller Werte, ermittelt mit dem Tool ConFit mit Korrektur.

Jahr	Zinkgehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2002	060200 Fleischteilstück Rind	289	3,2%	2,4%	10,9%	3,1%	7,4%
2002	060302 Niere Rind	290	4,4%	2,2%	22,1%	19,2%	24,3%
2001	060900 Fleischteilstück Kalb	233	3,8%	4,6%	9,7%	4,7%	5,6%
2001	061001 Leber Kalb	198	9,3%	9,0%	19,1%	19,6%	12,0%
2001	061002 Niere Kalb	221	7,9%	5,9%	25,3%	18,8%	12,5%
2001	061702 Niere Schwein	237	8,9%	4,8%	73,4%	6,5%	5,1%
2001	062300 Fleischteilstück Lamm	200	4,5%	11,2%	13,5%	10,6%	10,5%
2003	063402 Fleischteilstück Hauskaninchen auch tiefgefroren	223	4,1%	3,3%	17,5%	13,1%	15,4%
2003	063602 Fleischteilstück Ente auch tiefgefroren	245	5,3%	5,4%	11,3%	10,7%	10,0%
2003	063702 Fleischteilstück Gans auch tiefgefroren	247	6,1%	19,2%	13,1%	5,9%	8,8%
1999	063802 Pute Fleischteilstück auch tiefgefr.	302	6,7%	12,0%	8,1%	9,8%	11,2%
1999	063808 Pute Leber	194	5,5%	4,0%	28,5%	10,5%	15,8%
2002	064221 Fleischteilstück Strauß auch tiefgefroren	75	7,4%	8,2%	20,0%	28,4%	25,9%
2001	101325 Butterfisch/Buttermakrele	133	6,8%	6,0%	15,7%	20,8%	26,0%
2001	101425 Scholle	285	3,4%	5,7%	18,5%	6,4%	8,5%
2001	104600 Haie, Zuschnitte	78	8,5%	5,5%	26,2%	15,2%	30,8%
2001	105540 Rotbarsch Filet	237	3,5%	4,5%	15,1%	6,0%	11,2%
1999	110204 Makrele geräuchert	252	6,4%	7,1%	10,2%	12,0%	12,1%
1999	111135 Thunfisch in eigenem Saft Konserve	252	6,4%	7,3%	21,8%	10,7%	18,0%
2002	111243 Kabeljau auch Stücke küchenmäss. vorber. auch tiefgef	101	6,5%	3,5%	42,9%	18,4%	55,4%
2003	150101 Weizenkörner	110	4,0%	8,6%	13,1%	2,7%	7,9%
2001	150301 Gerstenkörner	89	6,8%	13,0%	19,0%	13,2%	18,3%
2003	150600 Reis	100	7,3%	7,8%	12,1%	8,4%	16,3%
2000	150603 Langkornreis	104	7,5%	10,7%	11,3%	8,4%	8,4%
2000	150608 Reis ungeschliffen	72	9,5%	9,3%	48,1%	12,1%	11,1%
2000	150609 Parboiled Reis	74	12,0%	9,2%	26,7%	23,8%	28,5%
2000	220200 Teigwaren	251	3,5%	4,1%	13,0%	7,0%	6,1%

Jahr	Zinkgehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2001	230104 Linse grün	66	4,0%	5,8%	19,1%	5,2%	5,4%
2001	230116 Linse rot	102	4,8%	4,0%	14,8%	3,7%	4,4%
2001	230117 Linse gelb	41	6,0%	12,9%	29,0%	6,4%	13,9%
2001	230123 Linse braun	71	4,2%	8,6%	23,8%	15,9%	18,4%
2002	230209 Tofu	100	5,5%	6,0%	15,5%	6,2%	21,7%
2000	230404 Sonnenblumenkerne	243	4,2%	1,9%	47,9%	3,2%	8,5%
1998	240100 Kartoffeln	256	4,4%	7,4%	13,8%	7,6%	8,6%
2002	240100 Kartoffeln	108	5,8%	5,1%	13,3%	11,4%	14,8%
2001	250101 Kopfsalat	101	13,8%	21,2%	37,7%	19,4%	23,2%
2000	250107 Chinakohl	263	50,3%	4,4%	91,9%	6,0%	34,7%
2003	250111 Weißkohl	96	10,0%	11,6%	31,3%	28,0%	25,7%
2000	250113 Wirsingkohl	257	47,1%	6,0%	92,5%	9,4%	23,3%
2002	250114 Spinat	104	15,2%	27,9%	26,4%	17,2%	23,9%
2001	250122 Porree	256	5,2%	9,1%	12,4%	8,8%	17,8%
1999	250203 Blumenkohl	246	4,0%	5,9%	21,4%	7,0%	5,0%
2003	250203 Blumenkohl	103	6,6%	11,3%	15,7%	24,5%	17,5%
1998	250205 Spargel	261	10,6%	5,1%	63,2%	5,6%	58,2%
1999	250208 Zwiebel	251	5,2%	5,8%	32,1%	11,5%	12,9%
2001	250301 Tomate	273	11,8%	5,3%	62,1%	10,0%	11,8%
1999	250302 Gemüsepaprika	241	17,5%	6,7%	79,1%	9,3%	12,3%
2003	250302 Gemüsepaprika	298	4,3%	4,6%	22,4%	3,0%	9,6%
2000	250305 Gurke	111	15,7%	7,0%	52,8%	31,8%	66,9%
2003	250305 Gurke	239	4,3%	7,3%	16,2%	8,4%	8,0%
1999	250307 Melone/Honigmelone	231	7,1%	11,4%	22,9%	21,2%	15,7%
2003	250308 Aubergine	106	7,2%	7,1%	19,5%	20,8%	19,5%
2002	250312 Bohne grüne	160	5,7%	10,0%	13,0%	11,1%	17,4%
1998	250401 Mohrrübe	219	8,8%	13,6%	25,7%	12,6%	15,8%
2002	250401 Mohrrübe	90	11,9%	11,8%	30,8%	23,5%	29,4%
1998	250403 Knollensellerie	190	7,3%	9,1%	26,7%	11,3%	17,3%
1998	260204 Spinat tiefgefroren	233	7,2%	9,1%	14,2%	14,5%	23,1%
2000	261103 Tomatenmark 2fach/3fach konzentriert	250	10,0%	4,0%	63,2%	5,0%	11,0%
2000	261205 Erbse tiefgefroren	246	10,2%	3,5%	65,3%	11,6%	16,2%
2003	261205 Erbse tiefgefroren	104	4,4%	6,0%	13,4%	7,2%	7,9%
2002	262602 Möhren/Karottensaft	222	8,6%	6,0%	51,0%	9,5%	14,3%
1999	270101 Zuchtchampignon	228	6,2%	6,2%	33,1%	6,3%	15,2%
1998	290102 Erdbeere	251	10,7%	8,2%	43,1%	16,8%	39,3%
1998	290201 Apfel	284	15,6%	16,7%	33,2%	15,7%	24,1%
2001	290201 Apfel	100	12,0%	17,5%	23,1%	16,7%	61,3%
1998	290202 Birne	225	12,6%	12,1%	38,5%	20,7%	27,2%
2002	290202 Birne	104	8,5%	12,0%	18,9%	14,4%	16,4%
1998	290303 Pfirsich	103	9,4%	11,4%	17,7%	18,4%	23,5%

Jahr	Zinkgehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2002	290303 Pfirsich	38	7,7%	13,4%	30,8%	11,5%	14,1%
1998	290304 Aprikose	49	12,0%	19,8%	22,7%	13,3%	18,6%
1998	290305 Pflaume	66	12,8%	19,2%	27,1%	17,4%	14,2%
1998	290306 Nektarine	68	46,2%	17,4%	85,9%	192,8%	64,6%
2002	290306 Nektarine	53	10,6%	17,5%	27,1%	20,1%	26,6%
1998	290307 Süßkirsche	49	31,2%	10,7%	34,0%	72,8%	68,8%
2002	290401 Orange	30	13,0%	10,5%	40,5%	37,4%	42,3%
2002	290402 Mandarine	110	8,1%	13,8%	26,5%	16,3%	11,8%
2002	290499 Orange, essbarer Anteil	97	21,7%	11,3%	68,8%	18,2%	81,0%
2002	290502 Banane	38	5,6%	5,9%	45,3%	9,6%	13,2%
1999	290506 Papaya	228	153,1%	5,0%	99,2%	20,0%	32,2%
1999	290514 Rhabarber	212	8,9%	12,1%	18,2%	18,4%	24,5%
2002	290599 Banane, essbarer Anteil	62	8,5%	10,7%	25,3%	15,9%	23,2%
2000	301508 Sauerkirsche Konserve	255	77,3%	19,4%	80,2%	25,0%	284,2%
2002	310101 Traubensaft rot	228	7,1%	0,0%	18,8%	10,0%	17,6%
2002	310208 Johannisbeernektar rot	227	7,0%	15,4%	14,1%	4,0%	9,1%
2001	312500 Mehrfruchtsäfte	243	6,6%	17,2%	24,4%	11,7%	16,3%
2001	331010 Wein (Weißwein)	282	7,1%	9,3%	13,1%	14,2%	12,0%
2002	331020 Wein gehobener Qualität, rot, WBZ unbekannt	236	8,5%	12,8%	21,8%	7,5%	26,0%
2002	360603 Vollbier Pils	251	17,2%	123,2%	28,2%	50,0%	50,0%
2001	400000 Honige	194	22,0%	24,7%	52,8%	47,8%	35,4%
1999	400604 Nougatcrem süßer Brotaufstrich	230	6,9%	4,9%	26,7%	6,5%	10,2%
2001	412502 Fruchtzubereitung für Milchprodukte	262	17,1%	0,0%	36,9%	71,8%	56,7%
2002	440101 Schokolade	286	8,8%	17,5%	21,3%	13,9%	57,7%
2002	470801 Teeaufguß aus unfermentiertem Tee	106	41,6%	4,0%	29,1%	48,9%	45,8%
2002	470804 Teeaufguß aus fermentiertem Tee	105	52,8%	19,0%	36,3%	2145,3%	96,0%
2002	480200 Säuglings- u. Kleinkindernahrung auf Getreidebasis	238	9,7%	19,3%	7,2%	6,3%	6,2%
2000	480306 Obstbrei für Säuglinge/Kleink.	77	31,3%	31,0%	73,8%	22,7%	97,0%
2000	480310 Vollkorn-Obstzubereitung für Säuglinge	64	9,6%	11,1%	13,0%	7,2%	14,7%
2001	480401 Fertigmenü für Säuglinge mit Rindfleisch	62	12,9%	8,2%	65,9%	15,7%	127,4%

Jahr	Zinkgehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2001	480402 Fertigmenü für Säuglinge mit Geflügel	61	15,9%	9,4%	48,5%	105,9%	80,4%
2001	480406 Fertigmenü für Säuglinge mit Kalbfleisch	51	15,5%	16,5%	24,6%	37,2%	24,7%
2001	480409 Fertigmenü für Säuglinge ohne tierische Erzeugnisse	65	15,6%	29,0%	20,9%	27,9%	31,8%
2003	530200 Gewürze Blätter Kräuter	255	11,7%	8,3%	39,8%	14,0%	21,6%
2002	530508 Pfeffer weiß Fruchtgewürz	117	5,4%	4,2%	24,9%	24,6%	27,7%
2002	530509 Pfeffer schwarz Fruchtgewürz	117	6,0%	5,2%	33,5%	12,2%	33,0%
2004	080500 Brühwürstchen umgerötet	246	3,6%	5,0%	18,5%	8,9%	11,8%
2004	100605 Hering (Clupea harengus) Seefisch	165	4,6%	6,9%	13,8%	14,1%	12,2%
2004	150201 Roggenkörner	103	4,8%	6,4%	12,2%	8,5%	9,7%
2004	230501 Erdnuß	22	5,7%	4,6%	56,5%	5,5%	8,7%
2004	230502 Walnuß	35	10,5%	14,9%	30,7%	14,6%	12,8%
2004	230503 Haselnuß	31	3,9%	4,8%	29,8%	12,4%	10,6%
2004	230806 Mandel gemahlen	45	5,3%	9,7%	27,5%	8,5%	14,4%
2004	250101 Kopfsalat	48	16,3%	20,7%	30,3%	25,3%	30,2%
2004	250102 Feldsalat	47	9,0%	14,4%	19,6%	11,5%	13,0%
2004	250110 Rotkohl	97	7,2%	9,3%	28,1%	19,6%	32,7%
2004	250122 Porree	98	11,7%	13,2%	48,8%	9,5%	37,1%
2004	250126 Eisbergsalat	61	9,9%	12,0%	27,3%	14,2%	19,9%
2004	250142 Rucola	44	21,5%	26,0%	33,5%	51,9%	43,6%
2004	250301 Tomate	91	6,3%	15,5%	14,0%	13,1%	11,4%
2004	290102 Erdbeere	101	6,7%	8,4%	13,2%	10,9%	20,3%
2004	290501 Ananas	192	6,4%	12,1%	12,9%	11,1%	12,7%
2004	311603 Orangensaft	102	12,4%	7,5%	59,9%	0,0%	17,5%
2005	080106 Salami Kaliber unter 70 mm 2.211.05	151	4,5%	7,3%	15,0%	22,3%	18,3%
2005	080300 Rohwürste streichfähig	143	5,3%	9,8%	12,5%	9,8%	13,1%
2005	102615 Regenbogenforelle (Salmo gaidnerii) Süßwasserfisch	122	6,9%	9,6%	30,1%	28,1%	25,0%
2005	102960 Karpfen (Cyprinus carpio) Süßwasserfisch	85	16,8%	15,4%	38,0%	47,9%	42,0%
2005	150600 Reis	108	8,7%	12,0%	33,7%	10,2%	20,1%
2005	161113 Müsliriegel/-happen	145	5,1%	6,7%	15,5%	6,5%	9,0%
2005	161401 Weizenbrotteig	71	8,2%	7,9%	29,4%	13,8%	20,2%

Jahr	Zinkgehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2005	161505 Blätterteig	65	8,4%	8,9%	28,8%	21,7%	26,1%
2005	230402 Mohn	66	5,7%	9,4%	29,0%	10,5%	9,6%
2005	230403 Leinsamen	62	4,6%	6,1%	23,1%	10,9%	12,8%
2005	240100 Kartoffeln	101	6,7%	12,0%	29,2%	14,7%	13,6%
2005	240506 Kartoffelbreipulver	69	9,5%	14,3%	35,4%	18,3%	35,0%
2005	250114 Spinat	149	8,9%	10,4%	22,2%	12,0%	17,2%
2005	250201 Broccoli	68	8,4%	11,1%	16,0%	12,9%	25,0%
2005	250204 Artischocke	54	8,5%	12,7%	25,5%	6,4%	22,1%
2005	250312 Bohne grüne	130	4,1%	6,0%	22,3%	7,0%	25,5%
2005	250401 Mohrrübe	105	8,7%	13,6%	19,4%	25,5%	12,7%
2005	280101 Champignon Konserve	80	8,5%	9,1%	27,1%	20,3%	26,8%
2005	280303 Shiitakepilz getrocknet	75	6,0%	7,7%	25,2%	9,5%	8,7%
2005	290202 Birne	108	7,9%	14,0%	33,3%	15,0%	13,5%
2005	290303 Pfirsich	133	6,3%	9,1%	15,5%	9,1%	22,9%
2005	290401 Orange	112	10,4%	10,5%	39,9%	25,8%	26,3%
2005	290402 Mandarine	20	11,2%	22,0%	42,4%	24,5%	21,5%
2005	310601 Apfelsaft	99	15,7%	50,0%	40,5%	34,6%	41,2%
2005	311601 Grapefruitsaft	65	7,5%	16,7%	15,6%	20,0%	0,0%
2005	312101 Ananassaft	51	7,9%	6,7%	18,0%	29,1%	18,4%
2005	334200 Qualitätsschaumwein	126	10,1%	0,0%	17,9%	27,3%	23,7%
2005	339000 Traubenmost, teilweise gegoren	63	18,1%	0,0%	39,4%	101,0%	51,0%
2005	431601 Marzipanrohmasse	48	5,8%	4,3%	22,0%	11,7%	11,6%
2005	431900 Süßwaren aus Rohmassen anderer Art	77	9,3%	20,0%	20,7%	9,6%	12,3%

Tabelle A.3: Relative Konfidenzintervallbreiten in % für Selengehalte im Lebensmittel-Monitoring auf Basis aller Werte, ermittelt mit dem Tool ConFit mit Korrektur.

Jahr	Selengehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2000	032501 Frischkäse, Standardsorten	80	35,5%	21,7%	39,8%	512,6%	87,3%
2000	035201 Ziegenkäse	79	14,3%	19,4%	15,0%	27,9%	16,9%
2002	060200 Fleischteilstück Rind	284	8,6%	11,7%	13,0%	7,4%	12,7%
1998	060301 Leber Rind	137	12,0%	18,8%	12,8%	13,0%	15,0%
2002	060302 Niere Rind	285	3,5%	4,0%	10,1%	2,5%	4,6%
2001	060900 Fleischteilstück Kalb	121	12,6%	35,9%	19,5%	12,0%	55,5%
2001	061001 Leber Kalb	124	15,9%	20,4%	31,3%	18,1%	94,6%
2001	061002 Niere Kalb	134	6,3%	9,9%	12,8%	7,7%	7,1%
2001	061702 Niere Schwein	161	5,8%	7,0%	12,0%	11,4%	16,6%
2001	062300 Fleischteilstück Lamm	88	45,3%	102,9%	71,5%	0,0%	303,9%
2003	063402 Fleischteilstück Hauskaninchen auch tiefgefroren	221	7,5%	10,0%	10,9%	7,4%	12,4%
2003	063602 Fleischteilstück Ente auch tiefgefroren	241	13,5%	7,4%	54,9%	11,0%	28,5%
2003	063702 Fleischteilstück Gans auch tiefgefroren	247	15,6%	18,0%	46,5%	15,6%	24,6%
1999	063802 Pute Fleischteilstück auch tiefgefr.	144	19,0%	17,7%	71,9%	12,5%	16,7%
1998	064006 Fleischteilstück Wildschwein frisch	58	11,4%	17,0%	29,5%	26,1%	34,4%
2002	064221 Fleischteilstück Strauß auch tiefgefroren	75	27,7%	17,6%	55,3%	23,4%	108,1%
2000	070902 Schinken roh geräuchert/ungeräuchert	104	9,6%	12,7%	18,9%	18,9%	21,3%
2000	082602 Kalbsleberwurst fein gekörnt	137	36,5%	5,9%	90,1%	12,5%	19,1%
2000	082900 Rotwürste/Blutwürste	120	10,1%	27,3%	18,0%	25,6%	22,2%
2001	101325 Butterfisch/Buttermakrele	77	9,2%	8,1%	21,1%	11,4%	36,1%
2001	101425 Scholle	138	10,7%	10,9%	24,1%	26,4%	34,1%
1998	101430 Heilbutt	39	16,2%	18,9%	33,2%	46,6%	34,1%
1998	101435 Schwarzer Heilbutt	40	16,5%	17,4%	47,8%	36,2%	78,6%
1998	102960 Karpfen (Cyprinus carpio) Süßwasserfisch	26	18,4%	25,0%	43,4%	19,3%	61,6%
2001	104600 Haie, Zuschnitte	40	33,6%	25,6%	72,7%	35,0%	314,0%

Jahr	Selengehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2001	105540 Rotbarsch Filet	142	8,3%	7,8%	18,6%	25,1%	32,9%
1999	110204 Makrele geräuchert	88	19,5%	9,5%	71,8%	7,8%	21,1%
1999	111135 Thunfisch in eigenem Saft Konserve	110	7,0%	10,5%	16,2%	10,5%	15,4%
2000	111239 Lachs, auch Stücke	102	9,4%	27,8%	14,2%	12,0%	14,3%
2002	111243 Kabeljau auch Stücke küchenmäss. vorber. auch tiefgef	80	10,1%	8,3%	25,3%	13,6%	37,3%
1998	120301 Miesmuschel	65	12,7%	20,0%	19,6%	25,6%	25,0%
1999	150101 Weizenkörner	45	32,5%	75,0%	49,0%	91,5%	62,1%
2003	150101 Weizenkörner	102	61,9%	0,0%	73,5%	36,2%	42,0%
2001	150301 Gerstenkörner	47	18,7%	37,9%	37,1%	46,8%	47,1%
2003	150600 Reis	91	29,0%	154,5%	26,6%	36,7%	26,1%
2000	150603 Langkornreis	25	38,9%	60,0%	57,3%	56,3%	76,6%
2000	150608 Reis ungeschliffen	43	35,5%	44,6%	58,1%	36,0%	91,3%
2000	150609 Parboiled Reis	45	26,3%	76,6%	31,6%	50,0%	32,8%
1999	160907 Hafervollkornflocken	139	18,4%	17,1%	18,8%	66,7%	40,0%
2000	220200 Teigwaren	99	22,2%	26,1%	31,9%	35,6%	50,1%
2001	230104 Linse grün	37	13,3%	29,7%	29,9%	15,9%	24,7%
2001	230116 Linse rot	62	23,8%	57,4%	13,2%	11,0%	23,1%
2001	230117 Linse gelb	16	22,0%	33,3%	41,1%	39,5%	36,1%
2001	230123 Linse braun	56	10,5%	6,5%	20,1%	22,0%	11,2%
2002	230209 Tofu	100	26,3%	180,0%	32,8%	41,0%	85,3%
2000	230404 Sonnenblumenkerne	142	12,4%	22,2%	14,9%	22,0%	29,8%
2002	240100 Kartoffeln	102	23,9%	41,7%	18,3%	53,4%	19,0%
2001	250101 Kopfsalat	52	34,5%	57,1%	15,7%	0,0%	0,0%
2000	250107 Chinakohl	100	24,5%	42,9%	33,5%	0,0%	174,3%
2003	250111 Weißkohl	84	57,3%	0,0%	67,2%	40,5%	131,6%
2000	250113 Wirsingkohl	81	23,7%	52,9%	22,6%	52,0%	30,0%
2002	250114 Spinat	93	37,7%	100,0%	23,3%	89,9%	0,0%
2001	250122 Porree	157	22,8%	40,0%	29,5%	0,0%	150,0%
1999	250203 Blumenkohl	134	25,8%	53,8%	38,6%	46,1%	56,4%
2003	250203 Blumenkohl	103	39,0%	163,2%	45,5%	50,0%	88,1%
2001	250301 Tomate	143	28,4%	25,0%	22,2%	150,0%	60,0%
1999	250302 Gemüsepaprika	125	24,4%	50,0%	35,5%	88,7%	50,0%
2003	250302 Gemüsepaprika	291	59,9%	0,0%	54,2%	0,0%	117,4%
2000	250305 Gurke	62	36,3%	122,2%	36,6%	71,4%	49,1%
2003	250305 Gurke	223	68,8%	0,0%	65,6%	100,0%	138,2%
1999	250307 Melone/Honigmelone	125	72,4%	0,0%	88,7%	16,7%	53,3%
2003	250308 Aubergine	106	115,8%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
2002	250312 Bohne grüne	140	21,6%	0,0%	35,5%	31,1%	60,9%

Jahr	Selengehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2002	250401 Mohrrübe	90	78,8%	16,7%	88,1%	0,0%	0,0%
2000	261103 Tomatenmark 2fach/3fach konzentriert	104	24,9%	28,2%	29,9%	46,3%	35,1%
2000	261205 Erbse tiefgefroren	121	16,6%	37,5%	19,9%	10,3%	9,4%
2003	261205 Erbse tiefgefroren	104	26,4%	0,0%	20,5%	34,7%	30,5%
2002	262602 Möh- ren/Karottensaft	197	18,5%	80,0%	26,3%	224,7%	70,0%
1999	270101 Zuchtchampignon	115	14,5%	28,9%	25,5%	23,7%	52,5%
2001	290201 Apfel	61	66,5%	25,0%	69,7%	0,0%	0,0%
2002	290202 Birne	104	17,3%	20,0%	9,0%	22,0%	0,0%
2002	290303 Pfirsich	38	40,6%	9,7%	23,2%	0,0%	91,0%
2002	290306 Nektarine	53	59,4%	212,5%	63,6%	0,0%	0,0%
2002	290401 Orange	17	6,7%	0,0%	7,4%	0,0%	0,0%
2002	290402 Mandarine	110	21,2%	16,7%	20,6%	43,3%	48,0%
2002	290499 Orange, essbarer Anteil	97	26,6%	120,0%	20,8%	0,0%	47,9%
2002	290502 Banane	38	47,1%	58,3%	75,0%	244,8%	88,0%
1999	290506 Papaya	97	18,3%	20,0%	38,8%	36,0%	52,6%
1999	290514 Rhabarber	127	15,5%	77,8%	5,0%	0,0%	0,0%
2002	290599 Banane, essbarer Anteil	52	27,0%	133,3%	14,7%	42,0%	0,0%
2000	301508 Sauerkirsche Kon- serve	121	32,0%	0,0%	58,3%	0,0%	400,0%
2002	310101 Traubensaft rot	228	22,8%	0,0%	18,2%	206,7%	0,0%
2002	310208 Johannisbeernektar rot	227	16,6%	0,0%	22,1%	150,0%	77,3%
2001	312500 Mehrfruchtsäfte	116	22,2%	150,0%	21,8%	60,0%	27,5%
2002	331020 Wein gehobener Qualität, rot, WBZ unbe- kannt	226	22,0%	100,0%	24,2%	163,2%	88,0%
2002	360603 Vollbier Pils	251	14,8%	0,0%	14,8%	56,3%	46,0%
2001	400000 Honige	87	25,1%	150,0%	16,9%	61,0%	0,0%
2001	412502 Fruchtzubereitung für Milchprodukte	116	30,8%	0,0%	33,7%	150,0%	124,7%
2002	440101 Schokolade	286	16,8%	18,0%	18,8%	80,1%	34,0%
2002	470801 Teeaufguß aus un- fermentiertem Tee	101	20,1%	0,0%	26,0%	55,6%	20,0%
2002	470804 Teeaufguß aus fermentiertem Tee	100	16,6%	0,0%	20,2%	0,0%	40,0%
2002	480200 Säuglings- u. Klein- kindernahrung auf Getrei- debasis	238	18,4%	21,0%	15,1%	60,9%	25,0%
2000	480306 Obstbrei für Säug- linge/Kleink.	21	27,7%	0,0%	12,6%	20,0%	20,0%

Jahr	Selengehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2000	480310 Vollkorn-Obstzubereitung für Säuglinge	9	107,4%	366,7%	96,0%	122,6%	93,2%
2001	480401 Fertighenü für Säuglinge mit Rindfleisch	40	43,8%	72,9%	81,1%	78,0%	207,2%
2001	480402 Fertighenü für Säuglinge mit Geflügel	39	32,1%	180,0%	57,1%	60,2%	118,8%
2001	480406 Fertighenü für Säuglinge mit Kalbfleisch	29	75,3%	0,0%	95,8%	117,4%	587,5%
2001	480409 Fertighenü für Säuglinge ohne tierische Erzeugnisse	43	59,4%	40,0%	92,3%	134,7%	80,6%
2003	530200 Gewürze Blätter Kräuter	255	53,1%	0,0%	72,9%	45,5%	91,3%
2002	530508 Pfeffer weiß Fruchtgewürz	117	27,5%	72,4%	43,8%	22,5%	189,5%
2002	530509 Pfeffer schwarz Fruchtgewürz	117	19,5%	25,0%	58,4%	23,1%	18,4%
1999	591100 Natürliches Mineralwasser mit/ohne Kohlen.	174	11,9%	50,0%	8,3%	0,0%	0,0%
2004	080500 Brühwürstchen umgerötet	244	6,9%	4,9%	26,5%	12,3%	11,0%
2004	100605 Hering (Clupea harengus) Seefisch	125	2,9%	3,7%	13,7%	3,4%	10,1%
2004	150201 Roggenkörner	101	23,9%	22,2%	31,0%	63,0%	69,5%
2004	230501 Erdnuß	22	34,5%	63,1%	61,6%	67,9%	69,7%
2004	230502 Walnuß	34	56,6%	100,0%	52,2%	89,2%	90,5%
2004	230503 Haselnuß	31	73,0%	245,6%	50,8%	96,5%	93,1%
2004	230806 Mandel gemahlen	45	23,3%	50,0%	63,1%	23,9%	31,3%
2004	250101 Kopfsalat	48	19,2%	0,0%	12,3%	0,0%	0,0%
2004	250102 Feldsalat	47	12,2%	3,4%	15,0%	0,0%	0,0%
2004	250110 Rotkohl	97	23,8%	50,0%	37,2%	55,7%	42,9%
2004	250122 Porree	98	30,1%	50,0%	27,8%	78,5%	85,0%
2004	250126 Eisbergsalat	61	20,2%	166,7%	10,2%	0,0%	0,0%
2004	250142 Rucola	44	20,3%	0,0%	37,0%	40,0%	69,5%
2004	250301 Tomate	91	13,4%	0,0%	9,8%	0,0%	0,0%
2004	290102 Erdbeere	101	17,2%	50,0%	19,9%	66,7%	0,0%
2004	290501 Ananas	192	19,9%	16,9%	37,7%	55,7%	113,6%
2004	311603 Orangensaft	102	28,6%	0,0%	63,2%	105,1%	0,0%
2005	080106 Salami Kaliber unter 70 mm 2.211.05	151	8,9%	11,9%	38,6%	11,1%	17,6%
2005	080300 Rohwürste streichfähig	143	8,0%	9,2%	16,4%	18,4%	20,1%

Jahr	Selengehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2005	102615 Regenbogenforelle (Salmo gaidnerii) Süßwasserfisch	113	3,2%	4,8%	14,4%	6,4%	6,8%
2005	102960 Karpfen (Cyprinus carpio) Süßwasserfisch	86	11,6%	17,4%	18,6%	21,2%	21,5%
2005	150600 Reis	108	18,0%	38,6%	18,2%	17,6%	29,5%
2005	161113 Müsliriegel/-happen	145	15,1%	31,2%	34,6%	32,2%	32,7%
2005	161401 Weizenbrotteig	71	17,9%	0,0%	47,7%	75,9%	93,7%
2005	161505 Blätterteig	65	10,8%	0,0%	54,4%	150,0%	46,2%
2005	230402 Mohn	66	21,2%	26,4%	34,8%	33,3%	32,4%
2005	230403 Leinsamen	62	23,4%	79,0%	13,7%	12,3%	21,0%
2005	240100 Kartoffeln	101	39,0%	0,0%	77,0%	170,0%	528,6%
2005	240506 Kartoffelbreipulver	69	38,5%	0,0%	59,6%	225,0%	85,7%
2005	250114 Spinat	147	132,4%	12,0%	97,1%	35,5%	40,6%
2005	250201 Broccoli	68	7,9%	50,0%	17,9%	40,0%	46,7%
2005	250204 Artischocke	54	17,5%	50,0%	57,2%	267,9%	74,7%
2005	250312 Bohne grüne	130	15,9%	0,0%	47,1%	29,0%	50,0%
2005	250401 Mohrrübe	105	25,9%	0,0%	46,5%	42,4%	38,4%
2005	280101 Champignon Konserve	75	22,5%	50,0%	31,7%	25,7%	80,6%
2005	280303 Shiitakepilz getrocknet	74	17,3%	23,2%	48,2%	18,8%	124,8%
2005	290202 Birne	108	16,6%	0,0%	20,5%	53,8%	0,0%
2005	290303 Pfirsich	133	11,0%	0,0%	13,5%	0,0%	50,0%
2005	290401 Orange	112	13,7%	0,0%	27,9%	40,0%	0,0%
2005	290402 Mandarine	20	21,2%	0,0%	84,6%	60,0%	60,0%
2005	310601 Apfelsaft	99	15,8%	100,0%	10,7%	0,0%	100,0%
2005	311601 Grapefruitsaft	65	5,3%	0,0%	10,9%	0,0%	0,0%
2005	312101 Ananassaft	51	15,7%	0,0%	30,7%	72,4%	60,0%
2005	334200 Qualitätsschaumwein	126	14,4%	25,0%	3,4%	0,0%	0,0%
2005	339000 Traubenmost, teilweise gegoren	63	21,2%	0,0%	12,4%	0,0%	0,0%
2005	431601 Marzipanrohmasse	48	14,9%	62,2%	0,5%	0,0%	0,0%
2005	431900 Süßwaren aus Rohmassen anderer Art	77	22,2%	160,0%	46,1%	26,5%	75,2%

Tabelle A.4: Relative Konfidenzintervallbreiten in % für Bleigehalte im Lebensmittel-Monitoring auf Basis aller Werte, ermittelt mit dem Tool ConFit mit Korrektur.

Jahr	Bleigehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
1999	031701 Camembert versch. Fettstufen	236	11,4%	33,3%	34,9%	23,5%	20,0%
2000	032501 Frischkäse, Standardsorten	239	17,9%	0,0%	58,7%	25,0%	46,6%
2000	035201 Ziegenkäse	254	22,4%	100,0%	52,9%	58,5%	34,6%
1997	035202 Schafkäse	230	14,9%	27,3%	25,3%	23,7%	22,0%
2002	060200 Fleischteilstück Rind	289	13,3%	0,0%	40,8%	70,1%	49,4%
1998	060301 Leber Rind	316	11,6%	15,0%	26,2%	21,0%	40,0%
2002	060302 Niere Rind	290	10,2%	15,0%	26,5%	38,6%	29,3%
2001	060900 Fleischteilstück Kalb	233	14,7%	0,0%	48,5%	55,2%	41,0%
2001	061001 Leber Kalb	198	17,5%	25,0%	32,3%	30,8%	78,5%
2001	061002 Niere Kalb	226	14,9%	13,0%	38,2%	18,0%	32,3%
1996	061701 Leber Schwein	297	11,0%	0,0%	14,8%	26,4%	42,0%
1997	061701 Leber Schwein	294	74,9%	15,2%	90,1%	40,0%	59,3%
2001	061702 Niere Schwein	298	20,6%	23,1%	60,6%	17,4%	32,5%
2001	062300 Fleischteilstück Lamm	215	14,0%	33,3%	32,2%	38,7%	30,2%
1996	062401 Leber Lamm/Schaf	284	11,2%	12,1%	24,4%	21,3%	30,6%
2003	063402 Fleischteilstück Hauskaninchen auch tiefgefroren	223	33,3%	0,0%	26,9%	56,2%	47,1%
2003	063602 Fleischteilstück Ente auch tiefgefroren	244	29,2%	0,0%	20,6%	52,9%	40,3%
2003	063702 Fleischteilstück Gans auch tiefgefroren	246	26,7%	0,0%	20,8%	57,4%	46,1%
1999	063802 Pute Fleischteilstück auch tiefgefr.	302	17,4%	30,0%	55,6%	75,0%	49,7%
1999	063808 Pute Leber	194	34,2%	23,1%	87,9%	55,0%	34,8%
1997	064006 Fleischteilstück Wildschwein frisch	207	114,5%	26,5%	90,5%	1330,0%	2325,4%
1998	064006 Fleischteilstück Wildschwein frisch	183	118,9%	33,3%	99,0%	177,8%	310,7%
2002	064221 Fleischteilstück Strauß auch tiefgefroren	75	64,8%	0,0%	80,3%	61,4%	49,1%
2000	070902 Schinken roh geräuchert/ungeräuchert	260	13,3%	20,7%	20,9%	33,7%	43,8%
1999	080136 Salami Kaliber unter/über 70 mm	254	16,5%	33,3%	44,4%	6,0%	33,3%

Jahr	Bleigehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2000	082602 Kalbsleberwurst fein gekörnt	252	16,8%	27,7%	44,5%	29,4%	223,7%
2000	082900 Rotwürste/Blutwürste	230	11,6%	20,0%	28,4%	62,9%	18,7%
1995	100605 Hering (Clupea harengus) Seefisch	187	22,9%	40,0%	21,9%	62,5%	46,2%
1996	100605 Hering (Clupea harengus) Seefisch	187	17,7%	80,0%	21,6%	0,0%	39,9%
2003	100605 Hering (Clupea harengus) Seefisch	40	58,1%	0,0%	37,4%	62,2%	54,5%
2001	101325 Butterfisch/Buttermakrele	133	13,5%	25,0%	16,7%	20,2%	21,8%
2001	101425 Scholle	286	14,7%	0,0%	24,9%	25,6%	42,7%
1998	101430 Heilbutt	94	38,6%	100,0%	57,8%	63,2%	64,1%
1998	101435 Schwarzer Heilbutt	99	38,0%	100,0%	55,7%	175,0%	78,2%
1995	102615 Regenbogenforelle (Salmo gaidnerii) Süßwasserfisch	344	11,7%	20,0%	25,2%	43,3%	23,5%
1996	102615 Regenbogenforelle (Salmo gaidnerii) Süßwasserfisch	222	47,7%	10,0%	81,9%	28,3%	25,3%
1997	102960 Karpfen (Cyprinus carpio) Süßwasserfisch	158	21,4%	0,0%	49,6%	23,5%	152,4%
1998	102960 Karpfen (Cyprinus carpio) Süßwasserfisch	193	33,1%	100,0%	62,0%	57,1%	54,9%
2001	104600 Haie, Zuschnitte	78	16,7%	65,0%	20,8%	20,0%	45,9%
1995	105235 Seelachsfilet	298	36,2%	25,0%	78,9%	32,0%	41,7%
1996	105235 Seelachsfilet	223	19,8%	33,3%	46,0%	100,0%	49,0%
2001	105540 Rotbarsch Filet	237	28,2%	10,0%	69,3%	16,7%	43,8%
1999	110204 Makrele geräuchert	259	25,4%	80,0%	51,5%	50,6%	51,9%
1997	110205 Aal gräuchert	232	12,5%	12,0%	30,4%	20,0%	28,6%
1999	111135 Thunfisch in eigenem Saft Konserve	262	11,1%	0,0%	25,9%	70,0%	38,9%
2000	111239 Lachs, auch Stücke	248	13,9%	0,0%	37,4%	0,0%	37,5%
2002	111243 Kabeljau auch Stücke küchenmäss. vorber. auch tiefgef	101	12,8%	30,0%	33,9%	0,0%	115,0%
1995	120101 Nordseekrabbe	60	46,8%	44,4%	58,8%	176,9%	217,8%
1995	120102 Shrimps	47	52,4%	145,5%	67,7%	61,5%	66,1%
1995	120103 Prawns	22	37,1%	86,0%	49,9%	54,6%	57,5%
1995	120113 Tiefseegarnele	80	39,0%	0,0%	50,7%	89,1%	62,6%

Jahr	Bleigehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
1995	120121 Eismeerkrabbe	4	80,0%	100,0%	8,2%	85,1%	85,4%
1998	120301 Miesmuschel	94	10,4%	15,0%	21,5%	18,5%	17,0%
1997	150101 Weizenkörner	228	48,2%	0,0%	85,6%	33,1%	34,2%
1998	150101 Weizenkörner	236	36,3%	33,3%	76,6%	36,4%	33,3%
1999	150101 Weizenkörner	103	25,4%	13,3%	40,8%	51,4%	78,2%
2003	150101 Weizenkörner	110	56,7%	0,0%	64,3%	52,3%	45,9%
1997	150201 Roggenkörner	231	25,6%	23,3%	44,5%	57,9%	74,4%
1998	150201 Roggenkörner	217	11,6%	25,0%	23,4%	19,0%	19,1%
2001	150301 Gerstenkörner	89	39,8%	50,0%	58,1%	56,7%	53,1%
2003	150600 Reis	100	64,5%	0,0%	48,5%	368,1%	101,7%
2000	150603 Langkornreis	104	62,4%	30,0%	80,8%	516,7%	412,8%
2000	150608 Reis ungeschliffen	72	60,4%	0,0%	89,1%	66,7%	40,0%
2000	150609 Parboiled Reis	74	34,9%	50,0%	62,5%	34,9%	56,6%
2003	160801 Speisekleie aus Weizen	240	30,9%	0,0%	43,0%	25,5%	20,2%
1999	160907 Hafervollkornflo-cken	249	24,0%	0,0%	36,4%	37,5%	50,2%
2000	220200 Teigwaren	251	23,4%	25,9%	41,0%	51,2%	48,7%
2001	230104 Linse grün	66	46,6%	50,0%	61,6%	79,6%	103,1%
2001	230116 Linse rot	101	56,9%	23,1%	73,9%	106,8%	85,9%
2001	230117 Linse gelb	41	35,7%	60,0%	61,5%	50,2%	66,3%
2001	230123 Linse braun	71	13,7%	0,0%	29,6%	10,0%	91,7%
2002	230209 Tofu	100	11,0%	25,0%	29,0%	40,7%	49,7%
1999	230403 Leinsamen	212	44,6%	0,0%	78,3%	19,1%	49,9%
2000	230404 Sonnenblumenker- ne	243	22,9%	0,0%	45,2%	29,8%	28,3%
1997	230701 Erdnuß geröstet gesalzen	26	42,9%	66,9%	66,0%	22,0%	271,4%
2000	230701 Erdnuß geröstet gesalzen	24	39,4%	78,6%	51,8%	57,4%	58,9%
1998	240100 Kartoffeln	256	14,8%	13,6%	31,8%	33,3%	41,5%
2002	240100 Kartoffeln	108	22,0%	10,0%	45,2%	37,5%	27,0%
1997	250101 Kopfsalat	40	32,2%	199,7%	54,9%	46,3%	137,6%
2001	250101 Kopfsalat	101	27,7%	53,8%	31,0%	33,6%	59,9%
1995	250102 Feldsalat	168	27,9%	19,6%	49,2%	33,2%	93,1%
1997	250102 Feldsalat	40	32,8%	98,3%	49,1%	80,2%	72,3%
1995	250106 Endivie	102	25,0%	22,0%	34,0%	45,1%	75,0%
1996	250106 Endivie	183	102,9%	35,0%	95,7%	83,3%	45,1%
2000	250107 Chinakohl	263	19,0%	10,0%	32,8%	30,6%	55,7%
2003	250111 Weißkohl	99	51,5%	0,0%	52,9%	58,1%	132,2%
1997	250112 Grünkohl	90	31,7%	16,9%	72,1%	20,5%	26,8%
2000	250113 Wirsingkohl	263	27,9%	35,3%	69,1%	33,3%	29,7%
2002	250114 Spinat	104	21,1%	35,8%	29,9%	40,3%	40,0%
1995	250115 Bleichsellerie	91	41,8%	100,0%	55,9%	57,1%	83,2%

Jahr	Bleigehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2001	250122 Porree	256	15,4%	16,7%	35,1%	31,3%	25,8%
1995	250126 Eisbergsalat	272	36,5%	0,0%	65,8%	35,5%	34,7%
1996	250126 Eisbergsalat	223	31,7%	0,0%	67,2%	41,6%	46,0%
1997	250126 Eisbergsalat	40	29,5%	0,0%	68,4%	185,7%	60,4%
1997	250134 Eichblattsalat	39	57,0%	0,0%	74,8%	350,0%	309,6%
1997	250135 Bataviasalat	40	25,4%	100,0%	46,2%	61,3%	25,9%
1995	250137 Lollo rosso	155	19,4%	25,6%	31,4%	30,3%	42,3%
1997	250137 Lollo rosso	42	66,7%	0,0%	85,6%	20,0%	42,4%
1997	250201 Broccoli	222	61,5%	20,0%	82,9%	23,6%	28,6%
1996	250202 Kohlrabi	223	41,5%	0,0%	79,3%	42,1%	47,4%
1999	250203 Blumenkohl	246	44,9%	0,0%	79,1%	70,0%	60,0%
2003	250203 Blumenkohl	103	39,6%	0,0%	30,6%	63,3%	48,1%
1998	250205 Spargel	261	23,7%	0,0%	51,8%	107,5%	72,4%
1999	250208 Zwiebel	257	28,7%	0,0%	62,2%	25,0%	91,0%
2001	250301 Tomate	277	17,7%	0,0%	40,6%	33,3%	58,8%
1999	250302 Gemüsepaprika	246	39,6%	0,0%	73,6%	47,6%	83,3%
2003	250302 Gemüsepaprika	300	24,5%	0,0%	17,0%	29,5%	32,9%
1995	250305 Gurke	299	17,3%	0,0%	30,1%	38,3%	35,0%
1996	250305 Gurke	225	15,9%	0,0%	47,4%	23,1%	23,7%
2000	250305 Gurke	111	36,3%	50,0%	47,8%	93,7%	100,0%
2003	250305 Gurke	243	70,4%	0,0%	83,7%	41,8%	43,8%
1999	250307 Melo- ne/Honigmelone	239	30,2%	0,0%	74,8%	26,7%	23,0%
2003	250308 Aubergine	106	177,2%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
1995	250312 Bohne grüne	259	17,4%	23,1%	27,6%	22,1%	102,2%
1996	250312 Bohne grüne	194	56,4%	0,0%	82,1%	37,5%	40,0%
2002	250312 Bohne grüne	160	20,1%	0,0%	51,2%	20,0%	110,5%
1998	250401 Mohrrübe	219	24,9%	25,0%	72,1%	18,9%	26,0%
2002	250401 Mohrrübe	90	28,7%	33,3%	60,9%	83,3%	35,2%
1998	250403 Knollensellerie	190	81,3%	20,0%	88,6%	34,5%	171,6%
1998	260204 Spinat tiefgefroren	233	30,4%	0,0%	76,3%	24,2%	24,6%
2000	261103 Tomatenmark 2fach/3fach konzentriert	250	22,7%	50,0%	50,7%	13,6%	22,8%
2000	261205 Erbse tiefgefroren	257	34,0%	36,4%	69,3%	26,9%	95,2%
2003	261205 Erbse tiefgefroren	104	33,3%	0,0%	23,0%	23,4%	39,0%
2002	262602 Möh- ren/Karottensaft	222	11,1%	35,0%	26,4%	33,8%	27,3%
2003	270100 Kulturpilze	40	100,0%	0,0%	100,0%	0,0%	100,0%
1999	270101 Zuchtchampignon	228	9,5%	0,0%	25,2%	55,0%	35,3%
1998	290102 Erdbeere	251	18,5%	0,0%	54,9%	25,9%	125,0%
1998	290201 Apfel	284	35,1%	0,0%	69,1%	26,2%	57,3%
2001	290201 Apfel	100	14,0%	0,0%	35,9%	5,0%	66,3%
1998	290202 Birne	225	36,5%	20,0%	76,2%	26,1%	42,2%
2002	290202 Birne	104	18,9%	19,1%	26,6%	29,8%	19,0%
1998	290303 Pfirsich	106	22,1%	90,0%	48,4%	86,7%	41,4%

Jahr	Bleigehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2002	290303 Pfirsich	38	14,5%	25,9%	18,0%	17,6%	4,8%
1998	290304 Aprikose	48	49,4%	25,0%	79,4%	212,3%	78,4%
1998	290305 Pflaume	66	24,3%	0,0%	46,9%	39,5%	45,7%
1998	290306 Nektarine	68	36,2%	0,0%	73,2%	0,0%	81,5%
2002	290306 Nektarine	53	16,4%	100,0%	14,8%	35,0%	25,0%
1998	290307 Süßkirsche	47	22,7%	0,0%	43,7%	53,4%	64,3%
2002	290401 Orange	30	31,4%	0,0%	59,2%	100,6%	71,8%
2002	290402 Mandarine	110	17,3%	0,0%	43,1%	79,4%	43,0%
2002	290499 Orange, essbarer Anteil	97	19,2%	50,0%	34,2%	150,0%	71,9%
2002	290502 Banane	38	17,7%	0,0%	28,0%	28,3%	34,5%
1999	290506 Papaya	228	22,3%	0,0%	49,6%	93,3%	67,0%
1999	290514 Rhabarber	212	14,9%	73,0%	37,4%	25,0%	17,9%
2002	290599 Banane, essbarer Anteil	62	22,1%	0,0%	44,1%	100,0%	133,3%
2000	301508 Sauerkirsche Konserve	255	12,5%	0,0%	22,7%	33,3%	0,0%
2002	310101 Traubensaft rot	226	12,2%	12,2%	50,6%	15,1%	38,5%
2002	310208 Johannisbeernektar rot	227	23,6%	40,0%	64,0%	29,8%	36,0%
2001	312500 Mehrfruchtsäfte	243	7,5%	0,0%	25,4%	25,0%	20,0%
2001	331010 Wein (Weißwein)	282	7,4%	12,9%	16,9%	13,5%	16,8%
2002	331020 Wein gehobener Qualität, rot, WBZ unbekannt	236	9,9%	16,0%	29,5%	7,0%	20,4%
2002	360603 Vollbier Pils	251	14,1%	0,0%	48,0%	16,0%	0,0%
2001	400000 Honige	197	55,5%	29,2%	87,7%	52,3%	37,1%
1999	400604 Nougatcrem süßer Brotaufstrich	230	47,6%	0,0%	76,0%	26,7%	97,8%
2001	412502 Fruchtzubereitung für Milchprodukte	262	11,9%	26,7%	24,8%	43,2%	36,0%
2002	440101 Schokolade	286	12,1%	0,0%	26,3%	14,9%	23,3%
1999	460101 Kaffee roh	24	37,0%	100,0%	76,9%	68,3%	74,5%
1999	460201 Kaffee geröstet	213	20,9%	0,0%	31,1%	78,3%	68,2%
2002	470801 Teeaufguß aus unfermentiertem Tee	106	38,1%	0,0%	39,2%	75,9%	76,5%
2002	470804 Teeaufguß aus fermentiertem Tee	105	44,2%	0,0%	75,9%	375,0%	80,8%
1999	480101 Milchpulverzubereitung für Säugl. und Kleink.	191	15,6%	0,0%	37,6%	42,9%	65,1%
2000	480106 Milchfreie Säuglingsnahrung	125	18,4%	33,3%	32,9%	54,0%	39,7%

Jahr	Bleigehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2002	480200 Säuglings- u. Kleinkindernahrung auf Getreidebasis	238	11,2%	30,0%	21,7%	66,7%	0,0%
2000	480306 Obstbrei für Säuglinge/Kleink.	77	20,0%	0,0%	49,6%	185,0%	159,1%
2000	480310 Vollkorn-Obstzubereitung für Säuglinge	64	20,4%	100,0%	43,8%	34,2%	0,0%
2001	480401 Fertigmenü für Säuglinge mit Rindfleisch	62	9,8%	0,0%	6,6%	0,0%	0,0%
2001	480402 Fertigmenü für Säuglinge mit Geflügel	61	9,4%	0,0%	3,8%	0,0%	0,0%
2001	480406 Fertigmenü für Säuglinge mit Kalbfleisch	51	10,1%	0,0%	2,8%	0,0%	0,0%
2001	480409 Fertigmenü für Säuglinge ohne tierische Erzeugnisse	65	8,8%	0,0%	6,3%	0,0%	0,0%
2003	530200 Gewürze Blätter Kräuter	255	21,8%	19,4%	33,2%	28,1%	33,6%
1997	530501 Paprikapulver Fruchtgewürz	247	37,2%	29,5%	67,9%	24,1%	18,1%
2002	530508 Pfeffer weiß Fruchtgewürz	117	24,5%	34,7%	54,3%	31,0%	75,2%
2002	530509 Pfeffer schwarz Fruchtgewürz	117	109,7%	19,7%	96,7%	54,3%	71,0%
1999	591100 Natürliches Mineralwasser mit/ohne Kohlendioxid	336	10,0%	0,0%	17,3%	25,0%	0,0%
2004	080500 Brühwürstchen umgerötet	247	11,5%	0,0%	27,3%	47,5%	29,0%
2004	100605 Hering (Clupea harengus) Seefisch	207	5,2%	0,0%	72,8%	10,0%	20,0%
2004	120300 Muscheltiere	201	11,0%	19,0%	21,6%	27,4%	27,8%
2004	150201 Roggenkörner	103	15,9%	13,0%	43,9%	39,0%	38,9%
2004	230501 Erdnuß	22	29,2%	0,0%	71,2%	67,6%	76,4%
2004	230502 Walnuß	35	22,3%	0,0%	23,6%	40,5%	30,0%
2004	230503 Haselnuß	31	14,5%	53,3%	41,9%	52,8%	30,3%
2004	230806 Mandel gemahlen	45	11,9%	0,0%	37,9%	36,2%	39,5%
2004	250101 Kopfsalat	48	30,7%	39,4%	55,3%	37,9%	106,5%
2004	250102 Feldsalat	47	30,7%	30,3%	65,5%	29,3%	127,4%
2004	250110 Rotkohl	97	16,7%	60,0%	31,4%	28,4%	102,1%
2004	250122 Porree	98	20,6%	12,5%	28,9%	60,5%	44,9%
2004	250126 Eisbergsalat	61	14,2%	100,0%	14,6%	0,0%	45,0%
2004	250142 Rucola	44	36,0%	17,1%	68,4%	32,9%	48,9%
2004	250301 Tomate	91	18,6%	99,6%	32,1%	23,1%	49,3%
2004	290102 Erdbeere	101	19,4%	70,0%	47,7%	45,0%	134,8%

Jahr	Bleigehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2004	290501 Ananas	192	17,5%	0,0%	55,6%	20,0%	79,0%
2004	311603 Orangensaft	102	16,4%	0,0%	22,4%	20,0%	23,9%
2005	080106 Salami Kaliber unter 70 mm 2.211.05	151	17,3%	17,6%	40,7%	44,0%	129,9%
2005	080300 Rohwürste streichfähig	143	11,7%	0,0%	34,1%	30,0%	39,8%
2005	102615 Regenbogenforelle (Salmo gaidnerii) Süßwasserfisch	122	26,7%	0,0%	67,9%	0,0%	250,0%
2005	102960 Karpfen (Cyprinus carpio) Süßwasserfisch	86	16,0%	20,0%	15,6%	30,0%	13,0%
2005	150600 Reis	108	20,5%	0,0%	49,8%	72,3%	80,5%
2005	161113 Müsliriegel/-happen	145	13,1%	0,0%	34,7%	35,3%	31,6%
2005	161401 Weizenbrotteig	71	16,5%	25,0%	28,1%	97,5%	44,5%
2005	161505 Blätterteig	65	13,7%	81,8%	33,3%	26,1%	24,0%
2005	230402 Mohn	66	17,6%	23,3%	23,2%	36,7%	27,4%
2005	230403 Leinsamen	61	46,7%	0,0%	66,6%	284,6%	100,0%
2005	240100 Kartoffeln	101	18,0%	0,0%	29,4%	50,0%	44,0%
2005	240506 Kartoffelbreipulver	69	48,2%	0,0%	98,2%	810,0%	691,3%
2005	250114 Spinat	149	18,3%	17,9%	34,2%	29,4%	64,4%
2005	250201 Broccoli	68	18,5%	100,0%	7,3%	0,0%	0,0%
2005	250204 Artischocke	54	16,5%	0,0%	26,7%	36,9%	29,5%
2005	250312 Bohne grüne	130	20,8%	80,0%	20,2%	65,8%	0,0%
2005	250401 Mohrrübe	105	14,1%	28,6%	14,2%	26,7%	19,4%
2005	280101 Champignon Konserve	82	16,9%	0,0%	20,8%	18,4%	20,0%
2005	280303 Shiitakepilz getrocknet	75	20,0%	31,7%	43,3%	34,2%	88,8%
2005	290202 Birne	108	22,6%	16,7%	36,0%	78,7%	59,8%
2005	290303 Pfirsich	133	18,5%	100,0%	42,7%	69,0%	73,1%
2005	290401 Orange	112	17,1%	81,8%	21,0%	35,0%	50,0%
2005	290402 Mandarine	20	59,2%	0,0%	83,3%	259,2%	160,6%
2005	310601 Apfelsaft	99	15,0%	0,0%	59,0%	60,0%	28,6%
2005	311601 Grapefruitsaft	65	15,8%	0,0%	23,1%	8,5%	105,5%
2005	312101 Ananassaft	51	18,2%	0,0%	54,7%	100,0%	44,4%
2005	334200 Qualitätsschaumwein	126	13,7%	17,6%	38,0%	23,1%	27,6%
2005	339000 Traubenmost, teilweise gegoren	63	19,2%	42,9%	30,1%	37,5%	52,8%
2005	431601 Marzipanrohmasse	48	13,1%	5,3%	53,5%	205,0%	205,0%
2005	431900 Süßwaren aus Rohmassen anderer Art	76	38,3%	0,0%	42,7%	43,5%	46,9%

Jahr	Bleigehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2005	510000 Nahrungsergän- zungsmittel, ...	304	26,6%	0,0%	28,8%	43,6%	34,5%

Tabelle A.5: Relative Konfidenzintervallbreiten in % für Cadmiumgehalte im Lebensmittel-Monitoring auf Basis aller Werte, ermittelt mit dem Tool ConFit mit Korrektur.

Jahr	Cadmiumgehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
1999	031701 Camembert versch. Fettstufen	236	45,1%	0,0%	82,5%	0,0%	420,0%
2000	032501 Frischkäse, Standardsorten	239	21,5%	0,0%	57,2%	0,0%	400,0%
2000	035201 Ziegenkäse	254	28,5%	18,8%	65,2%	50,0%	41,7%
1997	035202 Schafkäse	230	22,2%	0,0%	46,7%	27,6%	66,7%
2002	060200 Fleischteilstück Rind	289	14,4%	25,0%	27,9%	80,0%	55,6%
1998	060301 Leber Rind	316	8,2%	12,3%	19,3%	13,7%	16,7%
2002	060302 Niere Rind	290	12,0%	12,4%	24,6%	18,6%	25,5%
2001	060900 Fleischteilstück Kalb	233	38,9%	0,0%	81,5%	33,3%	374,1%
2001	061001 Leber Kalb	198	17,0%	21,1%	43,3%	19,4%	79,8%
2001	061002 Niere Kalb	226	11,7%	18,4%	25,1%	12,8%	16,1%
1996	061701 Leber Schwein	297	9,5%	0,0%	35,6%	16,7%	26,1%
1997	061701 Leber Schwein	294	8,8%	11,4%	24,1%	13,5%	28,9%
2001	061702 Niere Schwein	298	9,1%	8,3%	32,0%	16,2%	23,3%
2001	062300 Fleischteilstück Lamm	215	29,7%	0,0%	62,0%	40,0%	165,1%
1996	062401 Leber Lamm/Schaf	300	13,5%	17,5%	20,9%	18,0%	25,9%
2003	063402 Fleischteilstück Hauskaninchen auch tiefgefroren	223	36,7%	0,0%	41,2%	31,0%	37,5%
2003	063602 Fleischteilstück Ente auch tiefgefroren	244	67,5%	0,0%	72,9%	54,8%	60,2%
2003	063702 Fleischteilstück Gans auch tiefgefroren	247	56,2%	0,0%	69,3%	33,3%	61,8%
1999	063802 Pute Fleischteilstück auch tiefgefr.	302	14,4%	0,0%	31,5%	100,0%	0,0%
1999	063808 Pute Leber	194	8,8%	8,6%	25,7%	19,7%	24,2%
1997	064006 Fleischteilstück Wildschwein frisch	213	13,5%	0,0%	34,1%	17,6%	27,7%
1998	064006 Fleischteilstück Wildschwein frisch	183	40,1%	0,0%	76,8%	38,3%	147,9%
2002	064221 Fleischteilstück Strauß auch tiefgefroren	75	58,2%	0,0%	90,6%	0,0%	447,9%
2000	070902 Schinken roh geräuchert/ungeräuchert	260	25,8%	28,6%	66,3%	36,4%	42,3%
1999	080136 Salami Kaliber unter/über 70 mm	254	29,6%	0,0%	36,1%	208,4%	40,6%
2000	082602 Kalbsleberwurst fein gekörnt	252	12,3%	10,0%	48,4%	22,2%	24,7%
2000	082900 Rotwürste/ Blutwürste	230	13,4%	0,0%	43,5%	37,5%	18,2%
1995	100605 Hering (Clupea harengus) Seefisch	187	17,5%	44,0%	30,1%	22,2%	45,3%

Jahr	Cadmiumgehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
1996	100605 Hering (Clupea harengus) Seefisch	187	20,1%	16,7%	58,1%	27,7%	25,0%
2003	100605 Hering (Clupea harengus) Seefisch	40	28,8%	37,8%	43,9%	147,6%	49,2%
2001	101325 Butterfisch/Buttermakrele	133	11,6%	17,3%	22,9%	12,9%	44,8%
2001	101425 Scholle	286	24,9%	42,9%	28,9%	126,7%	44,6%
1998	101430 Heilbutt	94	27,6%	100,0%	22,6%	25,1%	20,7%
1998	101435 Schwarzer Heilbutt	99	30,1%	50,0%	44,0%	48,4%	75,8%
1995	102615 Regenbogenforelle (Salmo gaidnerii) Süßwasserfisch	344	19,8%	33,3%	46,3%	0,0%	23,7%
1996	102615 Regenbogenforelle (Salmo gaidnerii) Süßwasserfisch	222	17,9%	33,3%	47,3%	35,0%	0,0%
1997	102960 Karpfen (Cyprinus carpio) Süßwasserfisch	158	21,7%	0,0%	41,1%	37,5%	46,3%
1998	102960 Karpfen (Cyprinus carpio) Süßwasserfisch	193	18,5%	0,0%	51,0%	33,3%	59,1%
2001	104600 Haie, Zuschnitte	78	46,3%	32,2%	71,6%	179,3%	193,2%
1995	105235 Seelachsfilet	298	13,8%	0,0%	33,3%	0,0%	41,7%
1996	105235 Seelachsfilet	223	24,7%	45,0%	36,2%	87,5%	50,0%
2001	105540 Rotbarsch Filet	237	18,6%	0,0%	46,8%	30,1%	166,7%
1999	110204 Makrele geräuchert	259	10,0%	14,3%	20,4%	12,1%	15,4%
1997	110205 Aal gräuchert	232	48,4%	42,0%	81,2%	40,8%	23,0%
1999	111135 Thunfisch in eigenem Saft Konserve	262	10,1%	13,3%	26,3%	15,3%	18,6%
2000	111239 Lachs, auch Stücke	248	23,4%	37,5%	59,2%	0,0%	100,0%
2002	111243 Kabeljau auch Stücke küchenmäss. vorber. auch tiefgef.	101	9,3%	0,0%	12,7%	0,0%	0,0%
1995	120101 Nordseekrabbe	60	23,5%	8,7%	48,7%	44,6%	99,2%
1995	120102 Shrimps	47	56,2%	30,8%	75,5%	163,0%	83,5%
1995	120103 Prawns	22	53,6%	150,0%	67,4%	74,8%	81,4%
1995	120113 Tiefseegarnele	80	63,6%	65,2%	71,1%	67,7%	91,1%
1995	120121 Eismeerkrabbe	4	123,5%	295,7%	92,1%	97,3%	97,6%
1998	120301 Miesmuschel	95	9,6%	7,5%	22,7%	23,4%	26,0%
1997	150101 Weizenkörner	228	8,1%	15,8%	18,3%	13,1%	27,6%
1998	150101 Weizenkörner	236	10,8%	13,3%	40,2%	11,8%	14,7%
1999	150101 Weizenkörner	103	26,9%	15,6%	73,0%	60,9%	41,5%
2003	150101 Weizenkörner	110	17,0%	17,1%	54,2%	45,6%	55,5%
1997	150201 Roggenkörner	231	11,4%	11,1%	31,1%	10,5%	19,1%
1998	150201 Roggenkörner	217	14,1%	12,5%	49,5%	30,4%	40,5%
2001	150301 Gerstenkörner	89	19,5%	27,1%	42,6%	35,9%	32,2%
2003	150600 Reis	100	18,7%	31,6%	24,5%	32,2%	40,1%
2000	150603 Langkornreis	104	19,7%	53,3%	32,3%	38,9%	28,1%
2000	150608 Reis ungeschliffen	72	17,0%	44,8%	18,0%	15,5%	38,1%

Jahr	Cadmiumgehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2000	150609 Parboiled Reis	74	21,3%	41,9%	28,1%	14,8%	43,8%
2003	160801 Speisekleie aus Weizen	240	6,5%	4,6%	38,7%	5,7%	29,0%
1999	160907 Hafervollkornflo-cken	249	20,4%	17,2%	61,8%	19,4%	31,3%
2000	220200 Teigwaren	251	6,8%	10,8%	16,8%	12,8%	8,1%
2001	230104 Linse grün	66	60,4%	12,5%	78,1%	57,7%	223,2%
2001	230116 Linse rot	102	17,6%	28,6%	57,4%	0,0%	34,1%
2001	230117 Linse gelb	41	23,2%	48,1%	24,9%	34,6%	35,7%
2001	230123 Linse braun	71	33,9%	0,0%	48,9%	50,0%	42,5%
2002	230209 Tofu	100	23,4%	36,1%	35,0%	33,3%	79,5%
1999	230403 Leinsamen	212	5,4%	9,2%	12,5%	8,1%	12,2%
2000	230404 Sonnenblumenker- ne	243	8,1%	10,0%	8,9%	12,6%	11,9%
1997	230701 Erdnuß geröstet gesalzen	26	32,0%	49,2%	52,4%	34,0%	83,3%
2000	230701 Erdnuß geröstet gesalzen	24	29,2%	40,7%	27,2%	53,3%	50,1%
1998	240100 Kartoffeln	256	9,4%	14,3%	17,0%	25,4%	19,0%
2002	240100 Kartoffeln	108	14,3%	18,7%	30,9%	15,5%	68,2%
1997	250101 Kopfsalat	40	17,9%	12,2%	54,2%	91,7%	101,6%
2001	250101 Kopfsalat	101	34,3%	15,8%	69,1%	25,2%	404,3%
1995	250102 Feldsalat	168	19,0%	22,0%	30,7%	82,0%	40,0%
1997	250102 Feldsalat	40	22,0%	50,0%	40,5%	46,3%	50,0%
1995	250106 Endivie	102	23,2%	45,5%	41,3%	54,7%	40,7%
1996	250106 Endivie	183	25,2%	23,1%	57,8%	43,2%	42,7%
2000	250107 Chinakohl	263	8,2%	14,6%	29,0%	16,4%	16,3%
2003	250111 Weißkohl	96	22,7%	22,4%	40,8%	33,7%	50,8%
1997	250112 Grünkohl	90	19,3%	21,4%	36,9%	91,7%	44,1%
2000	250113 Wirsingkohl	263	12,5%	17,8%	38,3%	6,4%	9,3%
2002	250114 Spinat	104	14,0%	20,9%	14,0%	21,2%	16,9%
1995	250115 Bleichsellerie	91	29,1%	25,0%	45,2%	40,0%	41,6%
2001	250122 Porree	256	13,5%	23,1%	22,4%	23,9%	43,9%
1995	250126 Eisbergsalat	272	18,0%	23,1%	55,6%	32,0%	22,9%
1996	250126 Eisbergsalat	223	11,7%	26,1%	22,1%	10,3%	18,9%
1997	250126 Eisbergsalat	40	28,3%	46,5%	59,8%	197,6%	168,8%
1997	250134 Eichblattsalat	39	28,3%	37,0%	60,3%	144,9%	83,3%
1997	250135 Bataviasalat	40	17,7%	25,0%	29,3%	50,9%	20,2%
1995	250137 Lollo rosso	155	13,0%	23,8%	16,9%	20,8%	24,6%
1997	250137 Lollo rosso	42	18,1%	23,1%	44,8%	28,7%	36,4%
1997	250201 Broccoli	222	66,9%	20,0%	90,9%	22,7%	22,7%
1996	250202 Kohlrabi	223	11,7%	20,0%	15,7%	28,6%	0,0%
1999	250203 Blumenkohl	246	9,3%	29,0%	25,1%	12,5%	30,0%
2003	250203 Blumenkohl	103	15,3%	21,1%	18,7%	27,0%	32,6%
1998	250205 Spargel	261	33,4%	25,0%	79,4%	20,0%	16,7%
1999	250208 Zwiebel	257	14,3%	14,3%	32,2%	22,9%	20,5%

Jahr	Cadmiumgehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2001	250301 Tomate	277	17,1%	33,3%	44,3%	18,1%	26,5%
1999	250302 Gemüsepaprika	246	67,3%	33,3%	90,5%	23,7%	23,1%
2003	250302 Gemüsepaprika	298	14,9%	28,6%	19,0%	19,6%	25,8%
1995	250305 Gurke	299	19,6%	50,0%	42,3%	35,8%	26,1%
1996	250305 Gurke	225	16,7%	0,0%	37,0%	25,0%	30,0%
2000	250305 Gurke	111	21,3%	25,0%	38,4%	90,5%	76,5%
2003	250305 Gurke	244	92,4%	0,0%	90,4%	25,0%	0,0%
1999	250307 Melone/ Honigmelone	239	10,2%	33,3%	21,3%	25,0%	18,2%
2003	250308 Aubergine	106	38,7%	0,0%	37,9%	60,0%	42,9%
1995	250312 Bohne grüne	259	19,7%	0,0%	51,7%	60,0%	31,1%
1996	250312 Bohne grüne	194	28,2%	60,0%	52,8%	38,0%	85,7%
2002	250312 Bohne grüne	160	17,9%	50,0%	29,5%	47,1%	76,8%
1998	250401 Mohrrübe	219	14,4%	17,6%	27,7%	30,9%	24,5%
2002	250401 Mohrrübe	90	17,7%	22,2%	34,4%	10,9%	60,7%
1998	250403 Knollensellerie	190	14,4%	27,3%	27,5%	21,8%	40,8%
1998	260204 Spinat tiefgefroren	233	9,4%	12,9%	18,8%	18,3%	29,7%
2000	261103 Tomatenmark 2fach/3fach konzentriert	250	10,2%	7,8%	39,2%	8,6%	8,2%
2000	261205 Erbse tiefgefroren	257	98,9%	0,0%	94,8%	32,4%	31,8%
2003	261205 Erbse tiefgefroren	104	56,6%	100,0%	74,1%	33,3%	41,1%
2002	262602 Möhren/ Karottensaft	222	15,7%	12,4%	56,2%	11,6%	19,1%
2003	270100 Kulturpilze	40	56,5%	33,3%	61,1%	48,1%	114,8%
1999	270101 Zuchtchampignon	228	10,0%	16,0%	21,8%	15,4%	25,0%
1998	290102 Erdbeere	251	15,9%	33,3%	32,4%	26,9%	18,9%
1998	290201 Apfel	284	15,1%	25,0%	54,2%	0,0%	41,7%
2001	290201 Apfel	100	14,5%	33,3%	25,1%	0,0%	61,3%
1998	290202 Birne	225	20,3%	50,0%	45,8%	38,1%	27,8%
2002	290202 Birne	104	20,3%	35,0%	26,3%	19,4%	66,7%
1998	290303 Pfirsich	106	14,6%	0,0%	49,9%	50,0%	16,9%
2002	290303 Pfirsich	38	28,2%	66,7%	54,7%	16,7%	54,1%
1998	290304 Aprikose	49	24,9%	0,0%	55,6%	66,7%	63,4%
1998	290305 Pflaume	66	13,9%	50,0%	33,5%	0,0%	0,0%
1998	290306 Nektarine	68	35,6%	0,0%	69,7%	74,6%	103,9%
2002	290306 Nektarine	53	19,8%	25,0%	55,8%	33,3%	66,7%
1998	290307 Süßkirsche	49	67,3%	20,0%	84,7%	72,2%	454,3%
2002	290401 Orange	30	25,6%	50,0%	65,0%	0,0%	0,0%
2002	290402 Mandarine	110	10,3%	33,3%	7,3%	0,0%	0,0%
2002	290499 Orange, essbarer Anteil	97	16,6%	50,0%	48,0%	100,0%	42,9%
2002	290502 Banane	38	21,7%	0,0%	50,2%	66,7%	73,0%
1999	290506 Papaya	228	13,0%	44,7%	41,9%	16,7%	25,0%
1999	290514 Rhabarber	212	14,4%	28,6%	25,7%	19,7%	20,1%
2002	290599 Banane, essbarer Anteil	62	26,8%	25,0%	67,3%	50,0%	280,0%

Jahr	Cadmiumgehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2000	301508 Sauerkirsche Konserve	255	32,2%	0,0%	31,3%	50,0%	493,5%
2002	310101 Traubensaft rot	226	9,5%	50,0%	15,9%	0,0%	44,8%
2002	310208 Johannisbeernektar rot	227	11,3%	60,0%	13,5%	50,0%	0,0%
2001	312500 Mehrfruchtsäfte	243	8,3%	42,9%	20,5%	0,0%	33,3%
2001	331010 Wein (Weißwein)	282	10,3%	0,0%	42,3%	33,0%	0,0%
2002	331020 Wein gehobener Qualität, rot, WBZ unbekannt	236	11,3%	45,0%	22,5%	50,0%	0,0%
2002	360603 Vollbier Pils	251	9,6%	25,0%	29,3%	60,0%	37,5%
2001	400000 Honige	197	17,6%	37,5%	38,8%	21,4%	37,1%
1999	400604 Nougatcrem süßer Brotaufstrich	230	13,9%	16,7%	48,4%	22,8%	20,5%
2001	412502 Fruchtzubereitung für Milchprodukte	262	16,0%	0,0%	30,8%	45,5%	29,2%
2002	440101 Schokolade	286	13,2%	48,9%	16,0%	20,0%	24,5%
1999	460101 Kaffee roh	24	30,3%	0,0%	70,7%	94,4%	69,5%
1999	460201 Kaffee geröstet	213	10,1%	16,7%	35,0%	20,0%	27,5%
2002	470801 Teeaufguß aus unfermentiertem Tee	106	75,4%	0,0%	87,0%	50,0%	70,4%
2002	470804 Teeaufguß aus fermentiertem Tee	105	43,9%	0,0%	87,8%	0,0%	0,0%
1999	480101 Milchpulverzubereitung für Säugl. und Kleink.	191	17,8%	0,0%	37,8%	16,7%	76,2%
2000	480106 MilCHFfreie Säuglingsnahrung	125	16,0%	18,2%	28,3%	52,3%	42,2%
2002	480200 Säuglings- u. Kleinkindernahrung auf Getreidebasis	238	8,8%	21,1%	14,3%	29,0%	23,8%
2000	480306 Obstbrei für Säuglinge/Kleink.	77	17,0%	50,0%	35,2%	50,0%	37,5%
2000	480310 Vollkorn-Obstzubereitung für Säuglinge	64	78,8%	0,0%	86,8%	45,9%	50,0%
2001	480401 Fertigmenü für Säuglinge mit Rindfleisch	62	15,0%	28,6%	20,1%	22,5%	23,1%
2001	480402 Fertigmenü für Säuglinge mit Geflügel	61	14,7%	40,0%	21,2%	40,0%	38,5%
2001	480406 Fertigmenü für Säuglinge mit Kalbfleisch	51	48,9%	50,0%	73,6%	41,0%	37,8%
2001	480409 Fertigmenü für Säuglinge ohne tierische Erzeugnisse	65	23,6%	42,9%	39,1%	27,3%	47,1%
2003	530200 Gewürze Blätter Kräuter (eigentlich 2501 Küchenkräuter frisch)	255	22,8%	33,3%	46,0%	29,7%	72,7%
2002	530508 Pfeffer weiß Fruchtgewürz	117	15,5%	25,0%	49,2%	14,6%	61,4%

Jahr	Cadmiumgehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2002	530509 Pfeffer schwarz Fruchtgewürz	117	27,0%	22,2%	56,4%	47,8%	54,3%
1999	591100 Natürliches Mineralwasser mit/ohne Kohlen.	334	20,7%	0,0%	16,3%	60,0%	74,3%
2004	080500 Brühwürstchen umgerötet	247	18,0%	0,0%	28,2%	50,0%	62,3%
2004	100605 Hering (Clupea harengus) Seefisch	207	8,3%	10,5%	18,1%	16,8%	18,2%
2004	120300 Muscheltiere	200	8,9%	12,8%	25,9%	13,0%	34,3%
2004	150201 Roggenkörner	103	16,6%	13,6%	34,3%	39,0%	42,4%
2004	230501 Erdnuß	22	64,1%	23,1%	91,3%	11,1%	581,1%
2004	230502 Walnuß	35	56,3%	33,3%	82,0%	500,0%	431,0%
2004	230503 Haselnuß	31	26,9%	23,1%	25,5%	23,3%	16,7%
2004	230806 Mandel gemahlen	45	18,7%	21,3%	38,5%	37,1%	47,3%
2004	250101 Kopfsalat	48	28,0%	35,1%	45,2%	46,9%	45,8%
2004	250102 Feldsalat	47	34,5%	25,0%	57,8%	41,7%	42,0%
2004	250110 Rotkohl	97	13,5%	20,0%	33,6%	28,6%	41,3%
2004	250122 Porree	98	22,9%	28,6%	53,2%	23,1%	18,6%
2004	250126 Eisbergsalat	61	16,8%	29,0%	20,6%	26,3%	40,9%
2004	250142 Rucola	44	14,6%	24,6%	17,9%	27,7%	24,4%
2004	250301 Tomate	91	36,1%	60,0%	66,4%	15,9%	20,8%
2004	290102 Erdbeere	101	16,5%	66,7%	27,6%	37,5%	46,2%
2004	290501 Ananas	192	20,0%	50,0%	45,5%	60,0%	0,0%
2004	311603 Orangensaft	102	17,4%	50,0%	21,5%	66,7%	0,0%
2005	080106 Salami Kaliber unter 70 mm 2.211.05	151	13,2%	0,0%	29,0%	40,0%	42,9%
2005	080300 Rohwürste streichfähig	143	10,0%	0,0%	18,4%	0,0%	0,0%
2005	102615 Regenbogenforelle (Salmo gaidnerii) Süßwasserfisch	122	11,9%	57,1%	13,4%	0,0%	0,0%
2005	102960 Karpfen (Cyprinus carpio) Süßwasserfisch	86	18,5%	0,0%	27,9%	0,0%	0,0%
2005	120501 Sepia (Sepia sp.)	54	37,1%	148,1%	50,7%	39,0%	70,2%
2005	120502 Krake (Octopus sp.)	15	67,4%	800,0%	73,6%	72,2%	70,1%
2005	120503 Kalmar (Loligo sp.)	37	78,3%	94,1%	83,9%	275,8%	299,5%
2005	120602 Tintenfisch in div. Tunken u. Aufgüssen	11	68,4%	412,5%	79,4%	68,8%	87,0%
2005	150600 Reis	108	20,4%	15,1%	47,1%	60,2%	48,4%
2005	161113 Müsliriegel/-happen	145	14,4%	26,7%	41,7%	35,8%	32,0%
2005	161401 Weizenbrotteig	71	14,1%	16,7%	42,7%	5,3%	150,0%
2005	161505 Blätterteig	65	17,3%	18,2%	69,7%	4,1%	366,7%
2005	230402 Mohn	66	12,5%	21,9%	18,5%	17,8%	16,6%
2005	230403 Leinsamen	62	14,1%	36,8%	20,0%	8,1%	20,9%
2005	240100 Kartoffeln	101	13,1%	24,7%	19,7%	15,8%	45,5%
2005	240506 Kartoffelbreipulver	69	38,7%	20,4%	83,9%	83,8%	321,8%

Jahr	Cadmiumgehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2005	250114 Spinat	149	11,0%	13,2%	17,2%	20,5%	28,3%
2005	250201 Broccoli	68	19,9%	15,3%	53,8%	38,7%	239,0%
2005	250204 Artischocke	54	24,5%	33,6%	37,6%	45,2%	51,7%
2005	250312 Bohne grüne	130	16,4%	50,0%	13,1%	19,7%	29,4%
2005	250401 Mohrrübe	105	13,5%	25,0%	16,8%	25,1%	20,7%
2005	280101 Champignon Kon- serve	82	35,1%	14,3%	75,5%	37,7%	56,8%
2005	280303 Shiitakepilz ge- trocknet	75	22,4%	29,4%	45,2%	27,4%	24,1%
2005	290202 Birne	108	18,8%	33,3%	23,8%	47,1%	42,2%
2005	290303 Pfirsich	133	12,6%	0,0%	22,0%	15,0%	0,0%
2005	290401 Orange	112	20,4%	0,0%	23,2%	55,0%	0,0%
2005	290402 Mandarine	20	18,6%	36,0%	22,8%	0,0%	0,0%
2005	310601 Apfelsaft	99	12,3%	0,0%	6,8%	0,0%	0,0%
2005	311601 Grapefruitsaft	65	17,4%	0,0%	11,6%	0,0%	0,0%
2005	312101 Ananassaft	51	23,9%	50,0%	43,3%	22,7%	73,9%
2005	334200 Qualitätsschaum- wein	126	7,1%	50,0%	30,4%	0,0%	0,0%
2005	339000 Traubenmost, teil- weise gegoren	63	8,5%	40,0%	18,8%	0,0%	0,0%
2005	431601 Marzipanrohmasse	48	22,0%	64,0%	33,9%	45,4%	55,0%
2005	431900 Süßwaren aus Rohmassen anderer Art	77	31,6%	68,8%	59,7%	116,0%	55,7%
2005	510000 Nahrungs- ergänzungsmittel, ...	306	61,4%	100,0%	39,0%	28,1%	38,7%

Tabelle A.6: Relative Konfidenzintervallbreiten in % für Quecksilbergehalte im Lebensmittel-Monitoring auf Basis aller Werte, ermittelt mit dem Tool ConFit mit Korrektur.

Jahr	Quecksilbergehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
1999	031701 Camembert versch. Fettstufen	228	19,6%	0,0%	47,7%	25,0%	20,0%
2000	035201 Ziegenkäse	245	18,3%	0,0%	36,4%	50,0%	173,3%
1997	035202 Schafkäse	230	18,5%	37,5%	41,7%	28,0%	140,0%
1998	060301 Leber Rind	316	20,3%	0,0%	67,7%	50,0%	33,3%
2002	060302 Niere Rind	288	7,7%	0,0%	18,2%	18,7%	18,7%
2001	061001 Leber Kalb	198	42,7%	0,0%	76,0%	308,0%	178,3%
2001	061002 Niere Kalb	221	18,5%	0,0%	38,1%	136,1%	50,0%
1996	061701 Leber Schwein	244	15,0%	0,0%	20,5%	0,0%	46,5%
1997	061701 Leber Schwein	294	38,8%	0,0%	74,0%	26,7%	22,5%
2001	061702 Niere Schwein	293	34,4%	0,0%	50,1%	32,4%	54,2%
2001	062300 Fleischteilstück Lamm	215	9,8%	0,0%	15,9%	50,0%	0,0%
1996	062401 Leber Lamm/Schaf	253	16,3%	0,0%	30,5%	0,0%	23,3%
1999	063802 Pute Fleischteilstück auch tiefgefr.	302	17,0%	0,0%	57,5%	0,0%	0,0%
1999	063808 Pute Leber	194	10,5%	0,0%	37,9%	0,0%	40,0%
1997	064006 Fleischteilstück Wildschwein frisch	213	34,6%	0,0%	59,8%	37,7%	36,7%
1998	064006 Fleischteilstück Wildschwein frisch	183	95,8%	0,0%	94,2%	25,8%	52,0%
2002	064221 Fleischteilstück Strauß auch tiefgefroren	74	10,2%	0,0%	25,9%	100,0%	48,1%
2000	070902 Schinken roh geräuchert/ungeräuchert	252	21,4%	0,0%	48,5%	50,0%	173,3%
1999	080136 Salami Kaliber unter/über 70 mm	234	12,3%	0,0%	19,7%	0,0%	0,0%
2000	082602 Kalbsleberwurst fein gekörnt	252	38,6%	0,0%	62,2%	25,0%	72,2%
2000	082900 Rotwürste/Blutwürste	230	17,8%	0,0%	58,4%	0,0%	60,0%
1995	100605 Hering (Clupea harengus) Seefisch	187	9,8%	11,4%	41,6%	10,6%	12,0%
1996	100605 Hering (Clupea harengus) Seefisch	187	10,8%	12,2%	40,4%	17,9%	16,0%
2003	100605 Hering (Clupea harengus) Seefisch	40	14,6%	25,0%	22,2%	18,7%	12,9%
2001	101325 Butterfisch/Buttermakrele	133	11,8%	24,3%	26,3%	19,2%	17,2%
2001	101425 Scholle	286	12,3%	7,9%	50,5%	13,2%	13,6%

Jahr	Quecksilbergehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
1998	101430 Heilbutt	94	25,2%	21,4%	38,6%	51,0%	53,3%
1998	101435 Schwarzer Heilbutt	99	14,9%	14,9%	25,4%	41,8%	38,6%
1995	102615 Regenbogenforelle (Salmo gaidnerii) Süßwasserfisch	335	13,9%	11,1%	48,7%	14,3%	21,4%
1996	102615 Regenbogenforelle (Salmo gaidnerii) Süßwasserfisch	220	15,5%	16,3%	38,7%	28,9%	75,0%
1997	102960 Karpfen (Cyprinus carpio) Süßwasserfisch	160	11,6%	28,6%	27,2%	31,3%	30,6%
1998	102960 Karpfen (Cyprinus carpio) Süßwasserfisch	193	16,0%	24,6%	28,4%	40,4%	34,4%
2001	104600 Haie, Zuschnitte	78	23,3%	35,3%	27,8%	94,5%	60,5%
1995	105235 Seelachsfilet	287	9,9%	20,0%	18,4%	12,9%	14,7%
1996	105235 Seelachsfilet	222	10,7%	20,4%	17,6%	30,8%	26,2%
2001	105540 Rotbarsch Filet	237	8,8%	18,6%	23,5%	10,6%	14,7%
1999	110204 Makrele geräuchert	259	77,8%	7,4%	96,1%	16,8%	14,0%
1997	110205 Aal gräuchert	233	20,6%	20,0%	31,1%	38,4%	43,6%
1999	111135 Thunfisch in eigenem Saft Konserve	262	11,4%	17,5%	15,8%	19,9%	19,8%
2000	111239 Lachs, auch Stücke	248	9,0%	13,3%	33,8%	20,8%	20,9%
2002	111243 Kabeljau auch Stücke küchenmäss. vorber. auch tiefgef	101	17,8%	19,6%	47,2%	26,5%	150,0%
1995	120101 Nordseekrabbe	60	11,6%	14,8%	20,6%	12,0%	41,8%
1995	120102 Shrimps	47	42,4%	63,6%	65,4%	43,9%	44,6%
1995	120103 Prawns	22	39,7%	22,2%	71,4%	59,2%	100,4%
1995	120113 Tiefseegarnele	80	31,8%	13,3%	45,2%	90,7%	42,6%
1995	120121 Eismeerkrabbe	4	25,3%	119,2%	100,0%	48,3%	52,9%
1998	120301 Miesmuschel	95	15,4%	20,8%	28,0%	20,9%	25,5%
2001	150301 Gerstenkörner	89	20,9%	50,0%	48,0%	0,0%	225,0%
2003	150600 Reis	100	65,9%	0,0%	62,2%	159,3%	226,3%
2000	150603 Langkornreis	98	20,8%	0,0%	42,2%	70,0%	30,8%
2000	150608 Reis ungeschliffen	66	17,3%	40,0%	34,3%	38,5%	86,7%
2000	150609 Parboiled Reis	72	28,3%	0,0%	52,8%	40,0%	86,0%
2000	220200 Teigwaren	251	16,3%	0,0%	25,7%	0,0%	207,1%
2001	230104 Linse grün	66	15,1%	0,0%	11,9%	20,0%	13,0%
2001	230116 Linse rot	102	11,3%	100,0%	21,8%	20,0%	16,7%
2001	230117 Linse gelb	41	13,4%	0,0%	38,2%	20,0%	58,3%

Jahr	Quecksilbergehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2001	230123 Linse braun	71	13,2%	0,0%	12,5%	20,0%	30,0%
2002	230209 Tofu	100	91,8%	0,0%	91,3%	113,6%	41,3%
2000	230404 Sonnenblumenkerne	227	10,2%	0,0%	14,5%	0,0%	0,0%
2000	250107 Chinakohl	131	17,1%	50,0%	10,5%	0,0%	0,0%
2000	250113 Wirsingkohl	112	13,2%	0,0%	13,7%	0,0%	0,0%
2000	250305 Gurke	111	31,4%	68,8%	39,7%	320,0%	89,5%
2000	261103 Tomatenmark 2fach/3fach konzentriert	250	14,5%	37,5%	18,6%	20,0%	0,0%
2000	261205 Erbse tiefgefroren	113	22,2%	54,1%	48,1%	23,1%	35,1%
1999	270101 Zuchtchampignon	228	16,5%	40,0%	50,2%	90,9%	47,0%
2000	301508 Sauerkirsche Konserve	255	11,2%	37,5%	13,7%	0,0%	20,0%
2001	400000 Honige	232	8,8%	0,0%	17,8%	100,0%	0,0%
1999	480101 Milchpulverzubereitung für Säugl. und Kleink.	141	13,1%	0,0%	26,3%	233,3%	0,0%
2000	480106 Milchfreie Säuglingsnahrung	63	4,9%	0,0%	41,4%	0,0%	0,0%
2000	480306 Obstbrei für Säuglinge/Kleink.	66	19,5%	0,0%	15,7%	0,0%	0,0%
2000	480310 Vollkorn-Obstzubereitung für Säuglinge	55	28,7%	0,0%	21,1%	0,0%	0,0%
2001	480401 Fertigmenü für Säuglinge mit Rindfleisch	62	21,4%	0,0%	11,3%	0,0%	0,0%
2001	480402 Fertigmenü für Säuglinge mit Geflügel	61	21,7%	0,0%	26,3%	60,0%	53,3%
2001	480406 Fertigmenü für Säuglinge mit Kalbfleisch	51	18,2%	100,0%	11,4%	0,0%	20,0%
1999	591100 Natürliches Mineralwasser mit/ohne Kohlen.	333	11,7%	0,0%	55,9%	0,0%	150,0%
2004	080500 Brühwürstchen umgerötet	247	9,5%	33,3%	14,6%	0,0%	49,3%
2004	100000 (unbekannt - Programm aktualisieren)	46	33,4%	33,3%	52,3%	150,0%	68,5%
2004	100605 Hering (Clupea harengus) Seefisch	207	14,6%	9,4%	67,6%	14,0%	20,5%
2004	104900 (unbekannt - Programm aktualisieren)	20	83,9%	27,3%	93,0%	756,0%	458,8%
2004	105200 (unbekannt - Programm aktualisieren)	13	50,5%	44,0%	79,6%	51,9%	70,1%
2004	105500 (unbekannt - Programm aktualisieren)	114	31,0%	28,3%	52,8%	43,3%	70,6%

Jahr	Quecksilbergehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2004	105600 (unbekannt - Programm aktualisieren)	4	67,9%	147,3%	80,5%	89,3%	90,2%
2004	120300 Muscheltiere	201	14,1%	11,1%	34,3%	15,0%	42,6%
2004	230501 Erdnuß	22	32,5%	300,0%	10,5%	0,0%	0,0%
2004	230502 Walnuß	27	34,4%	0,0%	91,1%	546,0%	321,7%
2004	230503 Haselnuß	31	26,9%	300,0%	11,5%	0,0%	0,0%
2004	230806 Mandel gemahlen	20	34,7%	60,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2005	080106 Salami Kaliber unter 70 mm 2.211.05	87	19,3%	0,0%	19,5%	0,0%	0,0%
2005	080300 Rohwürste streichfähig	68	20,5%	40,0%	12,5%	0,0%	0,0%
2005	102615 Regenbogenforelle (Salmo gaidnerii) Süßwasserfisch	121	8,6%	11,4%	22,7%	20,0%	14,7%
2005	102960 Karpfen (Cyprinus carpio) Süßwasserfisch	86	11,4%	23,6%	11,9%	22,1%	18,2%
2005	150600 Reis	98	32,7%	0,0%	78,9%	0,0%	47,7%
2005	161113 Müsliriegel/-happen	144	7,9%	0,0%	11,4%	0,0%	40,0%
2005	280101 Champignon Konserve	76	23,8%	40,0%	33,9%	36,8%	72,1%
2005	280303 Shiitakepilz getrocknet	73	17,7%	8,7%	60,6%	20,0%	108,0%

Tabelle A.7: Relative Konfidenzintervallbreiten in % für Arsengehalte im Lebensmittel-Monitoring auf Basis aller Werte, ermittelt mit dem Tool ConFit mit Korrektur.

Jahr	Arsengehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2000	032501 Frischkäse, Standardsorten	86	19,3%	84,0%	15,9%	0,0%	100,0%
2000	035201 Ziegenkäse	91	23,3%	100,0%	21,8%	33,3%	45,9%
2002	060200 Fleischteilstück Rind	278	33,6%	0,0%	69,4%	0,0%	51,2%
1998	060301 Leber Rind	142	19,2%	127,3%	10,6%	0,0%	0,0%
2002	060302 Niere Rind	286	14,7%	33,3%	27,9%	29,0%	39,4%
2001	060900 Fleischteilstück Kalb	126	15,9%	60,0%	11,6%	58,7%	50,0%
2001	061001 Leber Kalb	129	15,1%	25,0%	12,8%	0,0%	43,3%
2001	061002 Niere Kalb	139	12,9%	50,0%	22,7%	44,3%	34,4%
2001	061702 Niere Schwein	188	23,8%	0,0%	46,6%	95,0%	46,8%
2001	062300 Fleischteilstück Lamm	86	36,3%	100,0%	46,0%	76,0%	0,0%
2003	063402 Fleischteilstück Hauskaninchen auch tiefgefroren	185	31,5%	0,0%	29,2%	0,0%	0,0%
2003	063602 Fleischteilstück Ente auch tiefgefroren	215	46,9%	0,0%	30,9%	100,0%	0,0%
2003	063702 Fleischteilstück Gans auch tiefgefroren	246	42,2%	0,0%	30,8%	140,0%	128,6%
1999	063802 Pute Fleischteilstück auch tiefgefr.	132	36,7%	0,0%	74,1%	60,0%	46,3%
1998	064006 Fleischteilstück Wildschwein frisch	61	40,9%	100,0%	58,4%	58,6%	161,9%
2002	064221 Fleischteilstück Strauß auch tiefgefroren	74	33,6%	0,0%	83,3%	0,0%	0,0%
2000	070902 Schinken roh geräuchert/ungeräuchert	111	31,0%	100,0%	42,9%	171,8%	30,0%
2000	082602 Kalbsleberwurst fein gekörnt	143	36,8%	19,5%	59,9%	32,7%	29,9%
2000	082900 Rotwürste/Blutwürste	136	42,5%	90,5%	77,6%	0,0%	0,0%
2001	101325 Butterfisch/Buttermakrele	92	35,4%	23,3%	47,9%	46,5%	71,4%
2001	101425 Scholle	171	15,0%	19,8%	19,8%	16,9%	31,8%
1998	101430 Heilbutt	39	43,0%	53,4%	71,8%	190,0%	91,0%
1998	101435 Schwarzer Heilbutt	39	18,3%	16,2%	31,4%	55,7%	61,5%
1998	102960 Karpfen (Cyprinus carpio) Süßwasserfisch	47	25,0%	40,0%	13,4%	22,5%	45,2%
2001	104600 Haie, Zuschnitte	59	28,2%	54,5%	38,0%	44,5%	66,3%
2001	105540 Rotbarsch Filet	154	10,4%	15,4%	11,9%	10,8%	15,2%

Jahr	Arsengehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
1999	110204 Makrele geräuchert	123	13,0%	14,2%	10,4%	12,6%	9,4%
1999	111135 Thunfisch in eigenem Saft Konserve	153	16,9%	34,9%	14,3%	29,5%	17,7%
2000	111239 Lachs, auch Stücke	132	18,2%	88,6%	15,7%	17,4%	22,8%
2002	111243 Kabeljau auch Stücke küchenmäss. vorber. auch tiefgef	80	25,3%	42,9%	28,2%	24,5%	33,7%
1998	120301 Miesmuschel	65	12,8%	34,7%	12,5%	12,9%	15,4%
2003	150101 Weizenkörner	102	78,8%	0,0%	64,9%	102,6%	240,2%
2001	150301 Gerstenkörner	47	17,1%	75,0%	11,6%	8,1%	0,0%
2003	150600 Reis	91	13,6%	10,8%	25,6%	28,7%	36,9%
2000	150603 Langkornreis	40	15,7%	38,0%	32,2%	29,2%	32,2%
2000	150608 Reis ungeschliffen	51	15,8%	26,3%	45,5%	25,7%	23,8%
2000	150609 Parboiled Reis	36	23,5%	26,7%	53,5%	39,0%	121,9%
2000	220200 Teigwaren	119	10,5%	33,3%	15,1%	0,0%	0,0%
2001	230104 Linse grün	37	35,8%	0,0%	49,0%	80,0%	65,6%
2001	230116 Linse rot	47	42,3%	0,0%	71,7%	550,0%	550,0%
2001	230117 Linse gelb	16	19,3%	29,7%	24,4%	0,0%	0,0%
2001	230123 Linse braun	56	27,2%	28,6%	29,6%	62,9%	41,5%
2002	230209 Tofu	100	31,8%	0,0%	37,1%	110,7%	59,8%
2000	230404 Sonnenblumenkerne	145	23,8%	40,0%	31,7%	252,1%	78,3%
2002	240100 Kartoffeln	103	16,1%	10,0%	34,6%	20,0%	37,6%
2001	250101 Kopfsalat	51	31,0%	100,0%	15,6%	0,0%	0,0%
2000	250107 Chinakohl	103	20,8%	35,5%	17,3%	0,0%	5,0%
2003	250111 Weißkohl	84	65,2%	0,0%	66,5%	100,0%	171,4%
2000	250113 Wirsingkohl	87	23,9%	300,0%	19,8%	60,0%	60,0%
2002	250114 Spinat	93	18,3%	22,2%	15,1%	55,9%	0,0%
2001	250122 Porree	156	26,9%	40,0%	32,2%	0,0%	150,0%
1999	250203 Blumenkohl	121	18,1%	0,0%	11,0%	50,0%	0,0%
2003	250203 Blumenkohl	103	55,8%	0,0%	33,1%	100,0%	85,3%
2001	250301 Tomate	186	18,9%	0,0%	16,0%	0,0%	0,0%
1999	250302 Gemüsepaprika	144	30,3%	32,8%	53,6%	50,0%	0,0%
2003	250302 Gemüsepaprika	292	47,5%	0,0%	37,1%	0,0%	188,8%
2000	250305 Gurke	71	38,2%	100,0%	42,1%	96,7%	79,5%
2003	250305 Gurke	224	47,6%	0,0%	40,1%	40,0%	766,4%
1999	250307 Melone/Honigmelone	151	11,9%	0,0%	12,8%	30,4%	23,3%
2003	250308 Aubergine	106	64,2%	0,0%	38,0%	1900,0%	96,1%
2002	250312 Bohne grüne	140	15,5%	0,0%	24,2%	203,0%	0,0%
2002	250401 Mohrrübe	90	18,9%	0,0%	34,3%	16,0%	0,0%
2000	261103 Tomatenmark 2fach/3fach konzentriert	127	45,3%	45,9%	56,0%	264,1%	83,2%
2000	261205 Erbse tiefgefroren	110	25,9%	100,0%	52,6%	150,0%	166,7%
2003	261205 Erbse tiefgefroren	104	32,5%	0,0%	14,5%	5,0%	50,0%
2002	262602 Möh-	197	31,7%	0,0%	76,5%	25,0%	20,0%

Jahr	Arsengehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
	ren/Karottensaft						
1999	270101 Zuchtchampignon	158	18,1%	54,5%	33,4%	32,9%	32,5%
2001	290201 Apfel	61	29,1%	0,0%	21,5%	0,0%	0,0%
2002	290202 Birne	104	18,2%	48,1%	17,8%	11,8%	14,3%
2002	290303 Pfirsich	38	29,1%	18,2%	22,4%	0,0%	0,0%
2002	290306 Nektarine	53	24,2%	100,0%	45,8%	35,1%	56,9%
2002	290401 Orange	17	6,7%	0,0%	7,4%	0,0%	0,0%
2002	290402 Mandarine	110	12,0%	0,0%	9,5%	0,0%	0,0%
2002	290499 Orange, essbarer Anteil	97	19,9%	0,0%	37,6%	150,0%	54,3%
2002	290502 Banane	38	14,7%	100,0%	18,7%	0,0%	0,0%
1999	290506 Papaya	89	20,4%	208,4%	11,6%	23,1%	0,0%
1999	290514 Rhabarber	133	18,8%	200,0%	5,5%	0,0%	0,0%
2002	290599 Banane, essbarer Anteil	52	19,1%	100,0%	20,7%	0,0%	0,0%
2000	301508 Sauerkirsche Konserve	129	29,8%	33,3%	56,9%	66,7%	0,0%
2002	310101 Traubensaft rot	226	19,8%	16,7%	35,2%	36,4%	76,5%
2002	310208 Johannisbeernektar rot	227	8,7%	0,0%	11,5%	0,0%	60,0%
2001	312500 Mehrfruchtsäfte	124	23,3%	28,6%	22,9%	100,0%	0,0%
2001	331010 Wein (Weißwein)	282	23,3%	12,5%	32,7%	60,6%	73,6%
2002	331020 Wein gehobener Qualität, rot, WBZ unbekannt	234	15,6%	0,0%	39,0%	35,2%	26,8%
2002	360603 Vollbier Pils	251	20,6%	80,0%	68,9%	25,0%	23,1%
2001	400000 Honige	95	26,0%	150,0%	19,8%	65,0%	59,0%
2001	412502 Fruchtzubereitung für Milchprodukte	131	25,2%	200,0%	33,2%	0,0%	150,0%
2002	440101 Schokolade	285	19,4%	0,0%	21,5%	203,0%	67,1%
2002	470801 Teeaufguß aus unfermentiertem Tee	105	36,4%	0,0%	46,0%	88,8%	66,3%
2002	470804 Teeaufguß aus fermentiertem Tee	105	86,7%	0,0%	96,7%	180,0%	4160,0%
2002	480200 Säuglings- u. Kleinkindernahrung auf Getreidebasis	238	13,2%	31,0%	20,2%	30,0%	30,0%
2000	480306 Obstbrei für Säuglinge/Kleink.	51	20,2%	0,0%	29,8%	41,2%	54,5%
2000	480310 Vollkorn-Obstzubereitung für Säuglinge	28	30,2%	100,0%	35,6%	0,0%	0,0%
2001	480401 Fertigmenü für Säuglinge mit Rindfleisch	19	29,5%	80,0%	24,5%	50,0%	42,9%
2001	480402 Fertigmenü für Säuglinge mit Geflügel	16	28,2%	52,9%	21,9%	13,3%	22,6%
2001	480406 Fertigmenü für Säuglinge mit Kalbfleisch	11	31,6%	47,6%	29,2%	0,0%	0,0%

Jahr	Arsengehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2001	480409 Fertigmenü für Säuglinge ohne tierische Erzeugnisse	42	17,9%	60,0%	50,7%	33,3%	30,5%
2003	530200 Gewürze Blätter Kräuter (eigentlich 2501 Küchenkräuter frisch)	254	29,4%	73,2%	32,8%	92,3%	67,2%
2002	530508 Pfeffer weiß Fruchtgewürz	117	34,6%	85,6%	63,4%	82,4%	48,0%
2002	530509 Pfeffer schwarz Fruchtgewürz	117	19,3%	38,9%	26,0%	57,7%	59,0%
1999	591100 Natürliches Mineralwasser mit/ohne Kohlensäure	334	15,6%	10,0%	24,6%	24,6%	28,3%
2003	100605 Hering (Clupea harengus) Seefisch	60	6,9%	12,5%	17,3%	8,2%	16,6%
2004	080500 Brühwürstchen umgerötet	226	24,3%	0,0%	54,9%	25,0%	20,0%
2004	100605 Hering (Clupea harengus) Seefisch	65	6,5%	8,5%	15,3%	6,8%	10,9%
2004	150201 Roggenkörner	103	15,7%	20,0%	18,2%	42,9%	0,0%
2004	230501 Erdnuß	22	52,9%	0,0%	74,5%	130,8%	78,6%
2004	230502 Walnuß	35	30,4%	100,0%	30,1%	45,8%	53,4%
2004	230503 Haselnuß	31	47,0%	0,0%	79,3%	533,3%	95,6%
2004	230806 Mandel gemahlen	45	18,4%	25,0%	31,1%	0,0%	0,0%
2004	250101 Kopfsalat	48	15,3%	25,0%	15,6%	0,0%	0,0%
2004	250102 Feldsalat	47	66,2%	27,5%	89,1%	28,6%	25,8%
2004	250110 Rotkohl	97	13,7%	0,0%	20,5%	0,0%	0,0%
2004	250122 Porree	98	37,6%	0,0%	72,0%	50,0%	32,0%
2004	250126 Eisbergsalat	61	21,2%	0,0%	11,1%	0,0%	0,0%
2004	250142 Rucola	44	29,1%	20,0%	67,5%	34,2%	45,5%
2004	250301 Tomate	91	14,7%	0,0%	13,5%	0,0%	9,1%
2004	290102 Erdbeere	101	22,0%	25,0%	27,3%	0,0%	55,0%
2004	290501 Ananas	192	13,7%	73,9%	29,1%	19,7%	78,9%
2004	311603 Orangensaft	102	18,9%	0,0%	31,0%	100,0%	0,0%
2005	080106 Salami Kaliber unter 70 mm 2.211.05	128	9,5%	6,7%	23,2%	52,2%	42,9%
2005	080300 Rohwürste streichfähig	123	11,1%	0,0%	20,9%	35,3%	57,1%
2005	102615 Regenbogenforelle (Salmo gaidnerii) Süßwasserfisch	104	17,8%	36,1%	18,5%	15,9%	22,1%
2005	102960 Karpfen (Cyprinus carpio) Süßwasserfisch	86	21,4%	33,3%	36,6%	15,3%	27,4%
2005	150600 Reis	108	13,1%	12,2%	21,6%	25,9%	29,4%
2005	161113 Müsliriegel/-happen	145	16,8%	0,0%	33,0%	41,5%	34,8%
2005	161401 Weizenbrotteig	71	28,4%	25,0%	44,8%	369,8%	72,4%
2005	161505 Blätterteig	65	71,0%	5,3%	88,0%	117,4%	56,0%
2005	230402 Mohn	66	22,2%	45,0%	35,3%	20,8%	22,0%

Jahr	Arsengehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2005	230403 Leinsamen	62	29,3%	25,0%	53,3%	37,7%	43,1%
2005	240100 Kartoffeln	100	14,5%	61,3%	9,0%	0,0%	0,0%
2005	240506 Kartoffelbreipulver	69	12,2%	0,0%	57,6%	0,0%	150,0%
2005	250114 Spinat	149	24,6%	0,0%	58,4%	33,0%	96,1%
2005	250201 Broccoli	68	36,3%	20,0%	72,5%	54,0%	187,2%
2005	250204 Artischocke	54	44,2%	20,0%	49,6%	240,1%	90,7%
2005	250312 Bohne grüne	130	13,2%	100,0%	9,5%	33,3%	0,0%
2005	250401 Mohrrübe	105	20,4%	100,0%	57,0%	0,0%	0,0%
2005	280101 Champignon Kon- serve	75	22,4%	0,0%	30,5%	40,8%	57,0%
2005	280303 Shiitakepilz ge- trocknet	75	13,5%	19,4%	18,7%	34,0%	19,4%
2005	290202 Birne	108	16,8%	100,0%	14,4%	46,2%	0,0%
2005	290303 Pfirsich	133	10,6%	0,0%	12,2%	0,0%	0,0%
2005	290401 Orange	112	12,2%	0,0%	7,0%	0,0%	0,0%
2005	290402 Mandarine	20	19,0%	33,3%	11,7%	0,0%	0,0%
2005	310601 Apfelsaft	99	16,8%	100,0%	19,7%	0,0%	50,0%
2005	311601 Grapefruitsaft	65	11,2%	0,0%	12,0%	0,0%	0,0%
2005	312101 Ananassaft	51	19,5%	0,0%	17,0%	70,0%	41,2%
2005	334200 Qualitätsschaum- wein	126	6,9%	41,2%	9,6%	0,0%	11,6%
2005	339000 Traubenmost, teil- weise gegoren	63	14,3%	0,0%	35,5%	0,0%	0,0%
2005	431601 Marzipanrohmasse	48	17,0%	200,0%	0,3%	0,0%	0,0%
2005	431900 Süßwaren aus Rohmassen anderer Art	77	8,3%	50,0%	42,3%	27,1%	24,5%

Tabelle A.8: Relative Konfidenzintervallbreiten für Nitratgehalte im Lebensmittel-Monitoring auf Basis aller Werte, ermittelt mit dem Tool ConFit mit Korrektur.

Jahr	Nitratgehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
1998	240100 Kartoffeln	245	12,3%	22,4%	27,9%	9,6%	9,3%
1997	250101 Kopfsalat	39	17,2%	31,0%	18,4%	27,2%	20,6%
2001	250101 Kopfsalat	100	10,5%	14,3%	12,1%	8,2%	12,1%
1995	250102 Feldsalat	176	6,8%	8,2%	9,2%	7,7%	11,2%
1997	250102 Feldsalat	40	18,0%	21,4%	15,7%	12,8%	12,8%
1995	250106 Endivie	102	14,3%	21,8%	14,3%	18,7%	18,5%
1996	250106 Endivie	183	12,7%	13,0%	17,3%	15,0%	22,3%
2000	250107 Chinakohl	258	6,4%	11,4%	7,5%	7,5%	5,1%
2003	250111 Weißkohl	94	18,1%	26,9%	17,5%	19,8%	21,7%
1997	250112 Grünkohl	90	30,0%	68,3%	29,5%	22,2%	55,5%
2000	250113 Wirsingkohl	259	14,2%	33,5%	13,5%	21,6%	21,4%
2002	250114 Spinat	99	14,8%	17,3%	19,6%	46,0%	33,3%
1995	250115 Bleichsellerie	128	11,7%	15,1%	18,9%	20,6%	25,0%
2001	250122 Porree	238	14,9%	14,8%	40,8%	13,0%	35,2%
1995	250126 Eisbergsalat	274	7,4%	6,1%	31,4%	7,3%	17,2%
1996	250126 Eisbergsalat	224	5,5%	7,5%	17,1%	6,4%	6,7%
1997	250126 Eisbergsalat	40	10,7%	17,3%	28,1%	22,6%	20,7%
1997	250134 Eichblattsalat	39	10,9%	8,7%	30,4%	31,1%	27,3%
1997	250135 Bataviasalat	40	13,3%	18,5%	18,5%	18,3%	11,1%
1995	250137 Lollo rosso	155	8,9%	9,1%	15,9%	16,7%	21,1%
1997	250137 Lollo rosso	41	12,4%	16,9%	30,5%	28,0%	25,8%
1997	250201 Broccoli	224	8,9%	16,7%	8,2%	9,5%	14,0%
1996	250202 Kohlrabi	217	5,9%	7,2%	12,5%	10,2%	12,3%
1999	250203 Blumenkohl	248	14,4%	21,7%	15,4%	29,4%	31,9%
2003	250203 Blumenkohl	103	19,7%	49,0%	16,3%	19,2%	24,0%
1998	250205 Spargel	260	13,7%	9,9%	36,2%	19,1%	30,8%
1999	250208 Zwiebel	260	15,2%	37,8%	26,3%	23,4%	44,2%
2001	250301 Tomate	275	17,4%	0,0%	26,2%	20,6%	27,9%
1999	250302 Gemüsepaprika	246	14,4%	38,6%	19,5%	17,7%	17,5%
2003	250302 Gemüsepaprika	297	16,2%	44,4%	13,5%	29,5%	21,8%
2000	250305 Gurke	110	13,1%	19,1%	26,4%	29,5%	21,8%
2003	250305 Gurke	237	8,9%	9,9%	26,3%	11,3%	19,0%
1999	250307 Melo- ne/Honigmelone	239	13,4%	22,9%	17,9%	14,3%	17,4%
2003	250308 Aubergine	106	7,4%	8,2%	23,2%	6,9%	18,8%
2002	250312 Bohne grüne	135	11,8%	14,6%	24,6%	24,6%	21,0%
1998	250401 Mohrrübe	219	15,0%	20,8%	27,5%	19,3%	28,2%
2002	250401 Mohrrübe	82	23,0%	41,3%	27,3%	30,2%	70,0%
1998	250403 Knollensellerie	190	12,5%	19,0%	23,6%	16,5%	30,3%
1995	250405 Rettich schwarz/weiß/rot	145	10,5%	11,7%	10,9%	17,5%	19,6%
1996	250405 Rettich schwarz/weiß/rot	175	10,4%	19,1%	19,1%	17,2%	23,1%

Jahr	Nitratgehalte im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
1995	250406 Radieschen	149	8,2%	10,7%	10,3%	9,6%	9,9%
1996	250406 Radieschen	200	6,0%	12,1%	7,8%	8,6%	6,2%
1998	260204 Spinat tiefgefroren	228	7,0%	9,3%	8,2%	9,4%	14,7%
2000	261103 Tomatenmark 2fach/3fach konzentriert	248	22,6%	18,2%	47,7%	65,4%	49,4%
2000	261205 Erbse tiefgefroren	254	36,7%	0,0%	52,6%	20,6%	81,9%
2003	261205 Erbse tiefgefroren	104	33,9%	0,0%	27,9%	28,8%	30,1%
2002	262602 Möhren/ Karotten-saft	221	8,9%	13,6%	9,0%	7,7%	9,1%
1999	270101 Zuchtchampignon	235	10,6%	10,9%	30,7%	11,2%	26,8%
2001	290201 Apfel	100	7,3%	0,0%	25,3%	0,0%	99,5%
1999	290506 Papaya	225	16,0%	0,0%	44,9%	15,0%	38,9%
1999	290514 Rhabarber	212	10,8%	14,4%	13,1%	17,5%	29,7%
2000	480306 Obstbrei für Säuglinge/Kleink.	77	29,5%	42,6%	53,2%	24,6%	62,1%
2000	480310 Vollkorn-Obstzubereitung für Säuglinge	64	16,1%	28,5%	23,6%	22,5%	36,3%
2001	480401 Fertigmenü für Säuglinge mit Rindfleisch	62	24,9%	58,3%	16,6%	24,1%	32,6%
2001	480402 Fertigmenü für Säuglinge mit Geflügel	61	26,0%	64,4%	17,5%	28,9%	28,8%
2001	480406 Fertigmenü für Säuglinge mit Kalbfleisch	51	22,8%	44,9%	19,9%	35,9%	36,1%
2001	480409 Fertigmenü für Säuglinge ohne tierische Erzeugnisse	65	24,8%	40,0%	21,8%	39,1%	35,0%
2003	530200 Gewürze Blätter Kräuter	248	13,5%	30,7%	12,3%	17,3%	16,9%
2004	250101 Kopfsalat	48	18,8%	29,0%	12,6%	13,2%	15,8%
2004	250102 Feldsalat	47	14,8%	27,6%	18,5%	23,6%	22,1%
2004	250110 Rotkohl	97	13,8%	25,6%	13,7%	20,6%	20,5%
2004	250122 Porree	98	16,8%	33,5%	20,4%	30,5%	25,5%
2004	250126 Eisbergsalat	61	7,8%	12,9%	12,9%	8,2%	6,3%
2004	250142 Rucola	45	9,4%	13,8%	23,8%	18,3%	18,3%
2005	240100 Kartoffeln	102	12,1%	20,1%	15,1%	13,4%	15,0%
2005	250114 Spinat	152	11,8%	21,2%	11,4%	18,8%	12,0%
2005	250201 Broccoli	71	19,2%	41,5%	24,4%	31,5%	29,1%
2005	250204 Artischocke	54	40,0%	34,0%	70,0%	56,4%	56,8%
2005	250312 Bohne grüne	131	10,1%	11,3%	11,0%	15,5%	8,7%
2005	250401 Mohrrübe	103	22,9%	31,6%	34,3%	37,6%	62,8%

Tabelle A. 9: Relative Konfidenzintervallbreiten für Aflatoxin-B1 im Lebensmittel-Monitoring auf Basis aller Werte, ermittelt mit dem Tool ConFit mit Korrektur.

Jahr	Aflatoxin B1 im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2001	230104 Linse grün	66	32,7%	0,0%	30,4%	69,0%	171,0%
2001	230116 Linse rot	102	42,7%	0,0%	37,8%	0,0%	0,0%
2001	230117 Linse gelb	42	65,5%	0,0%	60,3%	0,0%	300,0%
2001	230123 Linse braun	71	38,9%	0,0%	22,1%	20,0%	0,0%
2000	230404 Sonnenblumenkerne	242	105,3%	0,0%	94,6%	100,0%	105,0%
1995	230512 Pistazie	23	67,3%	316,2%	70,2%	89,3%	83,0%
1996	230512 Pistazie	31	75,4%	89,4%	71,8%	97,7%	123,2%
1998	230512 Pistazie	31	72,7%	933,3%	52,6%	92,3%	78,7%
1999	230512 Pistazie	44	77,7%	666,0%	79,2%	223,6%	90,6%
1997	230701 Erdnuß geröstet gesalzen	26	127,7%	0,0%	99,7%	249,0%	100,0%
2000	230701 Erdnuß geröstet gesalzen	25	115,1%	0,0%	97,4%	904,9%	98,6%
1999	400604 Nougatcrem süßer Brotaufstrich	243	31,6%	0,0%	34,6%	50,0%	32,9%
2002	480200 Säuglings- u. Kleinkindernahrung auf Getreidebasis	129	41,2%	0,0%	33,1%	100,0%	0,0%
1997	530501 Paprikapulver Fruchtgewürz	231	31,1%	0,0%	35,2%	39,9%	50,8%
2002	530508 Pfeffer weiß Fruchtgewürz	117	35,5%	0,0%	31,5%	101,8%	61,0%
2002	530509 Pfeffer schwarz Fruchtgewürz	117	25,6%	60,0%	34,0%	54,6%	43,0%
2004	230501 Erdnuß	22	109,2%	0,0%	97,0%	187,2%	100,0%
2004	230502 Walnuß	35	100,0%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
2004	230503 Haselnuß	47	50,6%	210,0%	59,6%	113,6%	68,4%
2004	230806 Mandel gemahlen	56	58,8%	61,8%	71,5%	54,4%	88,9%
2005	161113 Müsliriegel/-happen	98	43,8%	0,0%	30,1%	61,6%	43,8%
2005	431601 Marzipanrohmasse	48	31,3%	58,3%	56,7%	100,0%	68,4%
2005	431900 Süßwaren aus Rohmassen anderer Art	39	62,7%	0,0%	41,6%	100,0%	52,6%

Tabelle A.10: Relative Konfidenzintervallbreiten für Ochratoxin A im Lebensmittel-Monitoring auf Basis aller Werte, ermittelt mit dem Tool ConFit mit Korrektur.

Jahr	Ochratoxin A im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2001	061702 Niere Schwein	278	55,3%	0,0%	64,3%	60,0%	143,8%
2000	082900 Rotwürste/Blutwürste	220	33,2%	233,3%	49,2%	24,0%	166,2%
1997	150101 Weizenkörner	225	36,6%	0,0%	38,5%	28,0%	86,0%
1998	150101 Weizenkörner	234	50,3%	0,0%	63,4%	60,0%	60,4%
1999	150101 Weizenkörner	101	69,0%	0,0%	52,1%	994,9%	100,0%
2003	150101 Weizenkörner	110	113,7%	0,0%	86,0%	198,0%	100,0%
1997	150201 Roggenkörner	231	46,0%	0,0%	62,7%	30,1%	31,7%
1998	150201 Roggenkörner	216	50,9%	0,0%	68,8%	33,3%	81,8%
2001	150301 Gerstenkörner	89	88,8%	0,0%	82,9%	136,9%	267,1%
2003	150600 Reis	100	135,1%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
1999	160907 Hafervollkornflo- cken	249	38,8%	0,0%	33,9%	61,3%	43,8%
2000	220200 Teigwaren	251	40,0%	0,0%	64,4%	20,9%	14,7%
2001	230104 Linse grün	65	31,1%	0,0%	15,0%	0,0%	0,0%
2001	230116 Linse rot	100	34,6%	0,0%	35,0%	66,7%	33,3%
2001	230117 Linse gelb	42	68,5%	0,0%	77,5%	73,3%	89,8%
2001	230123 Linse braun	71	65,3%	0,0%	63,8%	400,0%	150,0%
2000	261103 Tomatenmark 2fach/3fach konzentriert	250	113,9%	0,0%	91,4%	33,3%	40,0%
2003	300302 Korinthe	57	49,8%	210,0%	60,6%	103,4%	137,5%
2003	300303 Sultanine	183	19,1%	18,4%	23,6%	33,1%	35,2%
2003	300304 Rosine	43	49,3%	253,3%	45,8%	67,2%	78,5%
2002	310101 Traubensaft rot	226	138,3%	0,0%	97,2%	24,1%	34,9%
2001	312500 Mehrfruchtsäfte	240	27,3%	0,0%	27,5%	120,0%	108,3%
2001	331010 Wein (Weißwein)	281	58,4%	0,0%	72,6%	0,0%	60,0%
2002	331020 Wein gehobener Qualität, rot, WBZ unbe- kannt	236	40,8%	0,0%	44,6%	48,8%	47,2%
2002	360603 Vollbier Pils	251	112,5%	40,0%	93,5%	50,0%	73,9%
1999	460101 Kaffee roh	55	43,6%	0,0%	34,6%	97,7%	61,5%
2000	460101 Kaffee roh	101	56,9%	0,0%	69,1%	23,4%	115,8%
1999	460201 Kaffee geröstet	220	35,3%	0,0%	42,9%	40,6%	99,2%
2002	480200 Säuglings- u. Klein- kindernahrung auf Getrei- debasis	211	40,2%	0,0%	37,7%	63,1%	33,3%
2000	480310 Vollkorn- Obstzubereitung für Säug- linge	63	88,8%	0,0%	75,2%	233,3%	300,0%
2002	530508 Pfeffer weiß Fruchtgewürz	117	58,6%	0,0%	44,7%	319,2%	161,9%
2002	530509 Pfeffer schwarz Fruchtgewürz	117	53,9%	0,0%	44,3%	335,2%	82,8%
2004	150201 Roggenkörner	104	50,0%	0,0%	34,1%	196,1%	82,6%
2004	160600 (unbekannt - Pro-	101	69,8%	0,0%	66,1%	36,4%	33,3%

Jahr	Ochratoxin A im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
	ogramm aktualisieren)						
2004	160900 (unbekannt - Programm aktualisieren)	133	46,6%	0,0%	47,7%	150,0%	66,7%
2004	161100 (unbekannt - Programm aktualisieren)	91	61,1%	0,0%	67,0%	58,3%	61,5%
2004	230501 Erdnuß	13	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2004	230502 Walnuß	8	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2004	230503 Haselnuß	31	100,0%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
2004	230806 Mandel gemahlen	45	72,2%	0,0%	58,9%	108,3%	88,6%
2004	310101 Traubensaft rot	103	29,9%	53,8%	50,7%	24,2%	35,4%
2004	330000 (unbekannt - Programm aktualisieren)	140	42,4%	0,0%	41,7%	70,0%	128,3%
2004	450000 (unbekannt - Programm aktualisieren)	151	21,8%	55,1%	32,7%	47,9%	44,7%
2004	460000 (unbekannt - Programm aktualisieren)	130	32,2%	38,7%	48,7%	53,8%	126,1%
2004	481401 (unbekannt - Programm aktualisieren)	52	121,5%	0,0%	100,0%	0,0%	126,0%
2004	530000 (unbekannt - Programm aktualisieren)	127	61,0%	0,0%	68,9%	50,0%	36,6%
2005	160102 (unbekannt - Programm aktualisieren)	69	87,1%	160,0%	82,1%	148,3%	149,6%
2005	160108 (unbekannt - Programm aktualisieren)	23	140,3%	0,0%	94,8%	172,1%	463,7%
2005	160112 Weizenmehl Type 405	126	49,4%	0,0%	49,1%	44,7%	103,2%
2005	160120 (unbekannt - Programm aktualisieren)	28	73,5%	0,0%	68,0%	100,0%	87,8%
2005	161113 Müsliriegel/-happen	143	70,2%	0,0%	72,7%	87,5%	144,2%
2005	230402 Mohn	68	61,6%	0,0%	56,0%	61,3%	43,7%
2005	230403 Leinsamen	63	106,3%	0,0%	85,0%	100,0%	168,8%
2005	334200 Qualitätsschaumwein	138	166,2%	0,0%	97,4%	125,0%	77,1%
2005	339000 Traubenmost, teilweise gegoren	75	138,4%	0,0%	93,0%	51,3%	45,4%

Tabelle A.11: Relative Konfidenzintervallbreiten für Deoxynivalenol im Lebensmittel-Monitoring auf Basis aller Werte, ermittelt mit dem Tool ConFit mit Korrektur.

Jahr	Deoxynivalenol im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
1999	150101 Weizenkörner	31	46,7%	88,5%	42,3%	64,8%	59,4%
2003	150101 Weizenkörner	111	36,8%	120,3%	32,6%	78,0%	53,3%
2001	150301 Gerstenkörner	89	54,9%	0,0%	50,1%	103,4%	69,6%
2003	150600 Reis	100	127,6%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
2003	160126 Maismehl	20	34,7%	129,3%	34,4%	45,6%	25,3%
2003	160202 Hatweizengrieß Durum	103	19,8%	49,2%	34,0%	18,6%	57,2%
2003	160204 Maisgrieß	29	62,5%	84,3%	77,2%	59,1%	243,5%
2003	160605 Cornflakes	31	87,1%	0,0%	69,5%	155,5%	152,9%
2003	170300 Mischbrote ausgenommen 170400	244	13,9%	16,7%	20,8%	28,1%	31,8%
2000	220200 Teigwaren	46	30,2%	66,3%	26,3%	45,8%	38,3%
2003	220200 Teigwaren	156	22,5%	28,0%	40,9%	32,4%	31,2%
2002	360603 Vollbier Pils	120	31,4%	0,0%	19,3%	95,4%	50,0%
2002	480200 Säuglings- u. Kleinkindernahrung auf Getreidebasis	210	36,3%	0,0%	23,9%	60,0%	42,9%
2003	480200 Säuglings- u. Kleinkindernahrung auf Getreidebasis	213	37,2%	0,0%	45,1%	35,2%	32,1%
2004	150201 Roggenkörner	103	59,8%	0,0%	49,4%	66,9%	94,7%
2004	160600 (unbekannt - Programm aktualisieren)	101	79,2%	0,0%	68,4%	100,0%	64,7%
2004	160900 (unbekannt - Programm aktualisieren)	133	33,1%	0,0%	25,3%	60,2%	40,7%
2004	161100 (unbekannt - Programm aktualisieren)	91	45,1%	0,0%	38,0%	53,1%	48,9%
2005	160102 (unbekannt - Programm aktualisieren)	67	40,6%	0,0%	25,3%	43,3%	36,9%
2005	160108 (unbekannt - Programm aktualisieren)	22	60,9%	0,0%	48,7%	87,9%	89,3%
2005	160112 Weizenmehl Type 405	126	25,4%	100,0%	36,4%	18,1%	26,6%
2005	160120 (unbekannt - Programm aktualisieren)	28	27,9%	48,6%	17,9%	30,0%	37,7%
2005	161113 Müsliriegel/-happen	143	58,3%	0,0%	60,9%	57,2%	39,6%

Tabelle A.12: Relative Konfidenzintervallbreiten für Zearalenon im Lebensmittel-Monitoring auf Basis aller Werte, ermittelt mit dem Tool ConFit mit Korrektur.

Jahr	Zearalenon im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
1999	150101 Weizenkörner	27	102,4%	0,0%	91,2%	131,5%	179,5%
2003	150101 Weizenkörner	111	75,2%	0,0%	68,0%	176,7%	99,9%
2001	150301 Gerstenkörner	89	66,7%	0,0%	31,3%	400,0%	0,0%
2003	160202 Hatweizengrieß Durum	73	102,7%	0,0%	81,2%	0,0%	197,9%
2003	170300 Mischbrote ausgenommen 170400	135	51,3%	0,0%	45,1%	85,3%	54,0%
2000	220200 Teigwaren	22	200,0%	0,0%	100,0%	0,0%	100,0%
2003	220200 Teigwaren	47	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2002	480200 Säuglings- u. Kleinkindernahrung auf Getreidebasis	209	45,7%	0,0%	42,5%	37,0%	43,0%
2004	150201 Roggenkörner	67	76,7%	0,0%	77,2%	158,4%	314,7%
2004	160600 (unbekannt - Programm aktualisieren)	85	90,4%	0,0%	73,5%	180,3%	80,0%
2004	160900 (unbekannt - Programm aktualisieren)	120	119,3%	0,0%	87,3%	0,0%	100,0%
2004	161100 (unbekannt - Programm aktualisieren)	86	74,4%	0,0%	63,9%	100,0%	104,3%
2005	160102 (unbekannt - Programm aktualisieren)	68	124,1%	0,0%	100,0%	0,0%	876,9%
2005	160108 (unbekannt - Programm aktualisieren)	23	100,0%	0,0%	100,0%	0,0%	281,9%
2005	160112 Weizenmehl Type 405	126	100,4%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
2005	160120 (unbekannt - Programm aktualisieren)	28	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%

Tabelle A. 13: Relative Konfidenzintervallbreiten für Imidachlopid im Lebensmittel-Monitoring auf Basis aller Werte, ermittelt mit dem Tool ConFit mit Korrektur.

Jahr	Imidachlopid im LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stabw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2003	290110 Tafelweintraube rot	193	117,4%	0,0%	97,4%	0,0%	0,0%
2001	412502 Fruchtzubereitung für Milchprodukte	10	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2004	250302 Gemüsepaprika	204	30,6%	0,0%	31,2%	58,2%	56,4%
2004	290103 Himbeere	46	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2004	290104 Brombeere	30	100,0%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
2004	290106 Johannisbeere rot	105	283,4%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
2004	290109 Stachelbeere	41	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2004	290201 Apfel	45	100,0%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
2005	150600 Reis	105	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2005	240100 Kartoffeln	77	100,0%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
2005	250114 Spinat	136	233,3%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
2005	250201 Broccoli	47	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2005	250204 Artischocke	39	300,0%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
2005	250301 Tomate	214	101,7%	0,0%	80,6%	0,0%	0,0%
2005	250312 Bohne grüne	87	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2005	250401 Mohrrübe	82	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2005	290202 Birne	98	184,6%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
2005	290303 Pfirsich	135	67,5%	0,0%	53,4%	320,0%	172,1%
2005	290401 Orange	120	145,2%	0,0%	93,7%	0,0%	214,8%
2005	290402 Mandarine	20	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%

Tabelle A. 14: Relative Konfidenzintervallbreiten für Thiabendazol im Lebensmittel-Monitoring auf Basis aller Werte, ermittelt mit dem Tool ConFit mit Korrektur.

Jahr	Thiabendazol LM	Anzahl Werte	MW	Median	Standard-abw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
1997	150101 Weizenkörner	188	66,4%	0,0%	57,9%	0,0%	100,0%
1999	150101 Weizenkörner	103	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2003	150101 Weizenkörner	110	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
1997	150201 Roggenkörner	193	71,0%	0,0%	50,3%	0,0%	0,0%
2001	150301 Gerstenkörner	89	52,6%	0,0%	26,4%	100,0%	100,0%
2003	150600 Reis	89	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2000	150603 Langkornreis	97	35,2%	0,0%	20,3%	54,5%	60,0%
2000	150608 Reis ungeschliffen	68	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2000	150609 Parboiled Reis	62	150,0%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
1998	240100 Kartoffeln	236	143,0%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
2002	240100 Kartoffeln	108	200,0%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
2001	250101 Kopfsalat	98	55,3%	0,0%	30,0%	100,0%	100,0%
2003	250111 Weißkohl	100	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
1997	250112 Grünkohl	90	377,4%	0,0%	113,6%	0,0%	0,0%
2000	250113 Wirsingkohl	222	79,5%	0,0%	59,1%	0,0%	0,0%
2002	250114 Spinat	89	185,7%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
1997	250201 Broccoli	207	216,1%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
1999	250203 Blumenkohl	246	125,0%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
2003	250203 Blumenkohl	103	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
1998	250205 Spargel	220	200,0%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
2001	250301 Tomate	255	45,3%	0,0%	35,5%	0,0%	100,0%
2003	250302 Gemüsepaprika	305	155,6%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
2000	250305 Gurke	110	96,0%	0,0%	64,0%	0,0%	1190,3%
2003	250305 Gurke	243	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2003	250308 Aubergine	105	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
1997	250309 Zucchini	171	93,0%	0,0%	83,1%	0,0%	0,0%
2002	250312 Bohne grüne	109	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
1998	250401 Mohrrübe	185	100,0%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
2002	250401 Mohrrübe	82	100,0%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
1998	250403 Knollensellerie	173	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2000	261103 Tomatenmark 2fach/3fach konzentriert	243	35,8%	0,0%	17,8%	100,0%	0,0%
2000	261205 Erbse tiefgefroren	238	41,0%	0,0%	22,5%	1566,7%	100,0%
2003	261205 Erbse tiefgefroren	104	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
1998	290102 Erdbeere	237	59,4%	0,0%	46,3%	0,0%	248,8%
2003	290110 Tafelweintraupe rot	316	400,0%	0,0%	122,2%	0,0%	0,0%
2001	290111 Tafelweintraupe weiß	264	41,9%	0,0%	24,9%	0,0%	100,0%
1998	290201 Apfel	259	112,3%	0,0%	91,8%	0,0%	0,0%
2001	290201 Apfel	91	75,4%	0,0%	65,6%	168,8%	226,5%
1998	290202 Birne	223	54,8%	0,0%	44,2%	331,0%	95,0%
2002	290202 Birne	104	71,8%	0,0%	61,2%	1964,5%	176,3%
1998	290303 Pfirsich	93	100,0%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
2002	290303 Pfirsich	32	174,9%	0,0%	100,0%	2566,7%	775,2%

Jahr	Thiabendazol LM	Anzahl Werte	MW	Median	Standard-abw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
1998	290304 Aprikose	45	246,7%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
1998	290305 Pflaume	56	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
1998	290306 Nektarine	68	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2002	290306 Nektarine	55	200,0%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
1998	290307 Süßkirsche	49	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
1998	290401 Orange	107	45,5%	0,0%	49,5%	57,7%	52,8%
2002	290401 Orange	130	44,3%	0,0%	42,9%	65,4%	93,9%
2002	290402 Mandarine	110	75,1%	0,0%	73,9%	203,0%	69,9%
1998	290403 Clementine	56	128,8%	0,0%	98,0%	1782,4%	100,0%
1997	290404 Zitrone	246	50,2%	0,0%	45,9%	74,6%	58,9%
1998	290404 Zitrone	71	71,2%	0,0%	53,5%	272,7%	100,0%
1998	290405 Grapefruit	61	56,6%	0,0%	43,9%	176,5%	64,3%
2002	290499 Orange, essbarer Anteil	100	101,5%	0,0%	77,5%	85,9%	73,6%
1997	290502 Banane	236	23,4%	65,1%	23,2%	34,5%	27,5%
2002	290502 Banane	95	37,4%	255,0%	43,3%	37,7%	44,2%
1999	290506 Papaya	215	61,1%	0,0%	63,9%	100,0%	200,8%
2002	290599 Banane, essbarer Anteil	55	46,8%	100,0%	53,2%	66,7%	49,2%
2001	312500 Mehrfruchtsäfte	235	26,7%	0,0%	12,4%	0,0%	0,0%
2000	480306 Obstbrei für Säuglinge/Kleink.	67	63,3%	0,0%	31,8%	100,0%	0,0%
2000	480310 Vollkorn-Obstzubereitung für Säuglinge	55	93,1%	0,0%	53,3%	1823,1%	0,0%
2004	150201 Roggenkörner	104	57,6%	0,0%	40,8%	100,0%	0,0%
2004	250101 Kopfsalat	48	390,3%	0,0%	111,9%	0,0%	0,0%
2004	250102 Feldsalat	47	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2004	250110 Rotkohl	101	60,0%	0,0%	34,7%	0,0%	100,0%
2004	250122 Porree	98	57,3%	0,0%	34,4%	127,3%	100,0%
2004	250126 Eisbergsalat	61	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2004	250142 Rucola	45	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2004	250301 Tomate	91	60,0%	0,0%	34,5%	100,0%	0,0%
2004	250302 Gemüsepaprika	204	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2004	290102 Erdbeere	101	60,0%	0,0%	34,7%	0,0%	100,0%
2004	290103 Himbeere	46	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2004	290104 Brombeere	30	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2004	290106 Johannisbeere rot	105	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2004	290109 Stachelbeere	41	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2004	290201 Apfel	99	121,6%	0,0%	89,1%	0,0%	100,0%
2004	290501 Ananas	177	46,7%	0,0%	25,4%	0,0%	100,0%
2004	311603 Orangensaft	99	100,0%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
2005	150600 Reis	95	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2005	240100 Kartoffeln	71	298,6%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%
2005	250114 Spinat	155	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2005	250201 Broccoli	58	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2005	250204 Artischocke	54	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2005	250301 Tomate	214	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%

Jahr	Thiabendazol LM	Anzahl Werte	MW	Median	Stan- dard- abw.	90-tes Perzentil	95-tes Perzentil
2005	250312 Bohne grüne	103	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2005	250401 Mohrrübe	91	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
2005	290202 Birne	98	121,5%	0,0%	91,2%	0,0%	1626,3%
2005	290303 Pfirsich	137	172,3%	0,0%	96,7%	0,0%	0,0%
2005	290401 Orange	119	70,7%	0,0%	65,6%	92,9%	248,6%
2005	290402 Mandarine	20	56,4%	#####	37,3%	39,2%	34,5%

DANKSAGUNG

Diese Arbeit wäre vermutlich nicht zustande gekommen, wenn mir nicht viele Personen in verschiedener Weise zur Seite gestanden hätten. Zunächst möchte ich mich bei Professor Dr. Dr. Andreas Hensel für den gewährten Vertrauensvorschuss bedanken. Professor Helmut Heseke möchte ich besonders für die Geduld bei der Betreuung der Arbeit danken und dass er immer wieder Verständnis aufbrachte, wenn zeitweise im beruflichen oder persönlichen Umfeld andere Dinge Priorität bekamen. Die Gastfreundschaft von Beate und Helmut Heseke haben meine Besuche in Paderborn sehr angenehm gemacht. PD Dr. Gerhard Heinemeyer möchte ich für die Vermittlung des Themas, die Einarbeitung und Betreuung ganz besonders danken. Ohne ihn hätte die Unsicherheitsanalyse im Bereich der Expositionsschätzung und in meinem Leben vermutlich nicht den heutigen Stellenwert. Auch wenn ich nicht alle namentlich nennen kann, so möchte ich nicht all die Kollegen vergessen, die mir dadurch geholfen haben, dass sie immer an mich geglaubt haben. Dr. Stefan Leidig gebührt der Dank dafür, dass ich selber den Glauben an mich und diese Arbeit nicht verloren habe.

Ein ganz besonderer Dank gilt jedoch meiner Frau Karen, die mir bei alledem den Rücken frei gehalten und zudem auf wertvolle Zeit mit mir verzichtet hat.