

# Direktzahlungen in Deutschland – Einkommens- und Verteilungswirkungen der EU-Agrarreform 2013

## Direct Payments in Germany – Income and Distributional Effects of the 2013 CAP Reform

Heiko Hansen und Frank Offermann

Thünen-Institut für Betriebswirtschaft, Braunschweig

### Zusammenfassung

Mit der GAP-Reform 2013 sollten unter anderem auch verteilungspolitische Ziele adressiert werden. Im Zentrum der Diskussionen standen hierbei die Direktzahlungen der ersten Säule und deren konkrete Ausgestaltung. In Deutschland wurde vor diesem Hintergrund für einen Teil der Direktzahlungen eine größenabhängige Staffelung der Prämienhöhe mit dem Ziel einer Umverteilung hin zu kleinen Betrieben beschlossen. Der vorliegende Beitrag untersucht die Auswirkungen der GAP-Reform 2013 für zwei Szenarien zur Ausgestaltung der Direktzahlungen. Besondere Aufmerksamkeit wird dabei den Verteilungswirkungen der einzelnen neuen Komponenten der ersten Säule gewidmet. Ergebnisse auf Basis von Buchführungsdaten des Testbetriebsnetzes zeigen, dass die Direktzahlungen insgesamt streuungsmindernd bezüglich des Einkommens wirken. Dabei sind deutliche Unterschiede zwischen ihren einzelnen Komponenten zu beobachten. Die Umverteilungsprämie (Förderung der ersten Hektare) ist zwar nahezu gleichmäßig über die Betriebe verteilt, hat aber in Deutschland aufgrund ihres geringen Mittelvolumens einen relativ geringen Einfluss auf die Verteilung der Einkommen. Im Vergleich zur Situation vor der Reform reduziert die GAP-Reform 2013 und ihre nationale Umsetzung in Deutschland die relative Ungleichverteilung der Direktzahlungen nur geringfügig; sie führt jedoch nicht zu einer Abnahme der relativen Ungleichverteilung der Einkommen. Eine volle Ausnutzung des nationalen Spielraums für die Umverteilungsprämie hätte die Streuung der Einkommen leicht verringert. Allerdings wäre auch dieses aufgrund des begrenzten Zusammenhangs von Flächenausstattung und Einkommensniveau kein effizientes verteilungspolitisches Instrument.

### Schlüsselwörter

Einkommensverteilung; Direktzahlungen; EU-Agrarpolitik

### Abstract

One of the objectives of the 2013 CAP Reform was to improve the distribution of direct income support among farmers by redesigning first pillar payments. In Germany the related discussions led to the political decision to allocate a part of the respective budget to provide extra support for smaller farms. This paper analyses the impacts of the 2013 CAP reform for two scenarios of alternative direct payment schemes, with a specific focus on the distributional effects of the new components of the first pillar. Results on the basis of the farm accountancy data network indicate that overall direct payments reduce income inequality, while the effects differ significantly between the different payment schemes. The redistributive payment (support for the so-called 'first hectares') is almost equally distributed among farms, however due to the small budget allocated the impact on the distribution of income is limited. Compared to the situation before the policy change, the 2013 CAP reform and its national implementation in Germany slightly reduce the inequality of the distribution of direct payments, but do not reduce income inequality. A full utilization of the scope for the redistributive payment could have slightly reduced income inequality, but, due to the limited correlation of land endowment and income level, would not constitute an efficient distributive policy instrument either.

### Key Words

income distribution; direct payments; Common Agricultural Policy

## 1 Einleitung

Einkommenspolitische Ziele spielen traditionell eine große Rolle in der Agrarpolitik entwickelter Länder. Neben dem Einkommensniveau ist in den letzten Jahren die Wirkung von Politikinterventionen auf die

Einkommensverteilung in das Zentrum des Interesses gerückt (MOREDDU, 2011) und von einer Reihe von Autoren analysiert worden. In einer Auswertung über 13 OECD-Länder kommt MOREDDU (2011) zu dem Schluss: „While support is unequally distributed, it slightly reduces the inequality in the distribution of farm income.“ Diese Aussage gilt insbesondere auch für den Teil der Stützung, der über die Direktzahlungen erfolgt, wie Studien von KEENEY (2000) für Irland, SEVERINI und TANTARI (2013a, 2013b) für Italien und EL BENNI und FINGER (2013) für die Schweiz nachweisen.

Verteilungsfragen spielten von Anfang an auch bei der Diskussion über eine neue Ausrichtung der gemeinsamen EU-Agrarpolitik bis 2020 eine zentrale Rolle. Wichtige Ziele waren hier zum einen „die Unterstützung im Rahmen der GAP gerecht und ausgewogen zwischen den Mitgliedstaaten und Landwirten zu verteilen, indem die Disparitäten zwischen den Mitgliedstaaten verringert werden“ und zum anderen die „Verteilung der Zahlungen zwischen den Landwirten zu verbessern“ (EU-KOMMISSION, 2010). Diese Ziele spiegeln sich auch in der Präambel der letztendlich vom Europäischen Parlament und vom Rat verabschiedeten EU-Verordnung 1307/2013 zu den Direktzahlungen wider. So wird konstatiert, dass „die [derzeitige] Verteilung der direkten Einkommensstützung auf die Betriebsinhaber [...] durch die Bewilligung eines unverhältnismäßig hohen Anteils der Zahlungen an eine recht kleine Anzahl großer Begünstigter gekennzeichnet [ist]. Größere Begünstigte benötigen allerdings aufgrund ihrer Fähigkeit, Skaleneffekte zu nutzen, nicht denselben einheitsbezogenen Stützungsumfang, damit das Ziel der Einkommensstützung wirksam erreicht wird.“

Das Thema einer größenabhängigen Ausgestaltung der Direktzahlungen wurde auch oder gerade in Deutschland intensiv diskutiert, da es von den ursprünglichen Vorschlägen zur Degression oder sogar Kappung der Direktzahlungen für sehr große Betriebe überdurchschnittlich stark betroffen gewesen wäre. Statt einer solchen Kürzung wurde schließlich auf der nationalen Agrarministerkonferenz am 04.11.2013 (AMK, 2013) eine Zusatzprämie für die sogenannten „ersten Hektare“ beschlossen. Mit dem Beschluss sei „[...] ein Paket geschnürt, das die bäuerlichen Familienbetriebe stärkt, das für mehr Gerechtigkeit bei der Verteilung der Gelder sorgt [...]“ (Brunner, Vorsitzender der AMK<sup>1</sup>).

Kritik an dieser Politikgestaltung kommt von Interessensverbänden, die eine Benachteiligung größerer Betriebe<sup>2</sup> oder bestimmter Betriebsformen<sup>3</sup> monierten, aber auch aus der Wissenschaft. Diese ist teilweise grundlegend und stellt die Legitimation der Politik mit Einkommenszielen für die Landwirtschaft infrage. So beklagen KIRSCHKE et al. (2014), es handele sich um „Verteilungspolitik ‚pur‘, eine weitergehende agrarpolitische und gesamtwirtschaftliche Begründung ist nicht erkennbar.“ Auch ISERMAYER (2014) vermisst ein nachvollziehbar begründetes Ziel und konstatiert „Statt der Zielerreichung rückt die Geldverteilung in den Mittelpunkt“. Aber auch wenn spezifische einkommenspolitische Ziele nicht explizit infrage gestellt werden, so ist die fehlende Zielgenauigkeit der Politikinstrumente Anlass für Kritik. So würden die Verteilungswirkungen „jenen Maßstäben, die unsere Gesellschaft üblicherweise bei sozial- und verteilungspolitischen Maßnahmen anlegt, in keiner Weise gerecht.“ (ISERMAYER, 2012). Insbesondere die in der EU-Agrarpolitik übliche Bindung der Direktzahlungen an die landwirtschaftliche Fläche wird moniert, denn „die Ausstattung eines landwirtschaftlichen Betriebes mit Fläche und Zahlungsansprüchen ist [...] kein sinnvoller Indikator für die Bedürftigkeit eines landwirtschaftlichen Haushalts.“ (FORSTNER et al., 2012).

Die wichtigen, oft normativen Fragen zu Sinn und Gerechtigkeit der Einkommenspolitik stehen jedoch nicht im Fokus dieses Beitrags. Stattdessen konzentriert sich dieser Artikel darauf, zu untersuchen, inwieweit die Agrarreform 2013 in Deutschland zu den auf politischer Ebene postulierten Verteilungszielen beiträgt. Zu diesem Zweck werden die Einkommens- und Verteilungswirkungen der Direktzahlungen für zwei konkrete Szenarien untersucht. Besondere Aufmerksamkeit wird dabei neben der größenabhängigen Ausgestaltung der Direktzahlungen den Verteilungswirkungen der einzelnen neuen Komponenten der Erste-Säule-Zahlungen gewidmet. Der Beitrag ist wie folgt gegliedert: In Abschnitt 2 werden, aufbauend auf einer kurzen Darstellung der für diese Studie relevanten Elemente der GAP-Reform 2013, zwei Szenarien zur Gestaltung der Direktzahlungen der ersten Säule abgeleitet, die sich an der tatsächlichen Umsetzung der Reform bzw. der unter der EU-Verord-

<sup>1</sup> Agrarministerkonferenz (<http://www.agrarministerkonferenz.de/Aktuelles.html?news=356>)

<sup>2</sup> Tietböhl, Präsident des Bauernverbandes Mecklenburg-Vorpommern (<http://www.agrarheute.com/meinungen-amk-einigung>, 06.11.2013)

<sup>3</sup> Deutscher Raiffeisenverband (<http://www.agrarheute.com/meinungen-amk-einigung>, 06.11.2013)

nung maximal möglichen Umverteilung orientieren. Die Wirkungsweise und relativen Veränderungen einer größenabhängigen Ausgestaltung der Direktzahlungen vor und nach der GAP-Reform werden in Abschnitt 3 illustriert. Anschließend werden in Abschnitt 4 die für die quantitative Analyse verwendeten Daten und Methoden beschrieben. In Abschnitt 5 werden die konkreten Auswirkungen der neuen Ausgestaltung der Direktzahlungen aus der ersten Säule auf Basis landwirtschaftlicher Buchführungsstatistiken (Daten der BMEL-Testbetriebsbuchführung) abgeschätzt. Zudem wird untersucht, wie sich die Verteilung der Einkommen und Direktzahlungen als Folge der GAP-Reform 2013 ändert und welche Bedeutung den einzelnen Komponenten dabei zukommt. Kapitel 6 schließt mit einer zusammenfassenden Bewertung und einem Ausblick auf die Herausforderungen für die nächste GAP-Reform ab.

## 2 Szenarien

Die aktuelle Agrarreform umfasst ein komplexes Paket von vielen Änderungen in unterschiedlichen Bereichen der EU-Agrarpolitik (einen Überblick geben z.B. BAISAKOVA und HERZFELD, 2014). Für unsere Analyse der Verteilungswirkungen der Reform der Direktzahlungen in Deutschland sind die folgenden Änderungen relevant:

- der Rückgang der nationalen (Netto-) Obergrenze<sup>4</sup> für die erste Säule von 5,330 Mrd. € im Jahr 2013 auf 5,018 Mrd. € im Jahr 2019,
- die auf der AMK-Konferenz beschlossene Umschichtung von 4,5 % der Mittel von der ersten in die zweite Säule,
- die Verwendung von 1 % der Mittel für die Junglandwirteförderung<sup>5</sup>,
- die Einführung einer national einheitlichen hohen „Greening-Prämie“, durch die 30 % der Direktzahlungen an verpflichtende „dem Klima- und Umweltschutz förderliche Landbewirtschaftungsmethoden“ geknüpft werden,

- die Verwendung von mindestens 5 % und bis zu 30 % der Mittel für die sogenannte Umverteilungsprämie<sup>6</sup> und
- die Einführung einer ab 2019 national einheitlich hohen Basisprämie, deren Mittelvolumen sich als Residuum aus der Nettoobergrenze und den oben beschriebenen Mittelverwendungen ergibt.

Im Fokus unserer Analysen steht die Umverteilungsprämie, mit deren Hilfe (flächenmäßig) kleinere Betriebe gestärkt werden sollen. Die Umverteilungsprämie kann für Flächen bis zur Durchschnittsgröße aller Betriebe im jeweiligen Mitgliedstaat – in Deutschland 46 ha - gewährt werden. Dabei dürfen die umverteilten Geldmittel maximal 30 % der nationalen Obergrenze der Direktzahlungen umfassen. Zudem darf die Höhe der Umverteilungsprämie je Hektar 65 % der nationalen oder regionalen Durchschnittszahlung je Hektar nicht übersteigen. Vor diesem Hintergrund untersuchen wir die möglichen Auswirkungen der Reform der Direktzahlungen sowohl für die 2013 beschlossene nationale Umsetzung (*Szenario AMK\_B*) als auch für ein alternatives Szenario zur Ausgestaltung der Umverteilungsprämie (*Szenario UMVT*), wobei wir die in 2019 geltende nationale Obergrenze für die Direktzahlungen zugrunde legen:

*Szenario AMK\_B* orientiert sich an dem Beschluss der nationalen Agrarministerkonferenz vom 04.11.2013. Zur Stützung von kleineren Betrieben wird eine Umverteilungsprämie eingeführt, wonach Betriebe für die ersten 30 ha eine zusätzliche Direktzahlung von rund 50 €/ha und für die nächsten 16 ha von rund 30 €/ha erhalten. Durch diese Förderung werden Mittel im Umfang von 7 % der nationalen Obergrenze umverteilt. Die Basisprämie liegt in diesem Szenario bei 174 €/ha, die Greening-Prämie beträgt 85 €/ha.

*Szenario UMVT* unterstellt die volle Ausschöpfung der durch die EU-Verordnung festgelegten Obergrenzen bzw. Spielräume für die Umverteilungsprämie sowie eine einheitliche Höhe der Umverteilungsprämie für die ersten 46 ha. Daraus ergibt sich eine Förderung für die ersten Hektare in Höhe von 184 €/ha. Die Basisprämie liegt in diesem Szenario bei nur noch 99 €/ha, die Greening-Prämie wie im Szenario-AMK\_B bei 85 €/ha.

Die Mittel, die in die zweite Säule umgeschichtet werden, verbleiben gemäß AMK-Beschluss im jeweiligen Bundesland. Diese Umschichtung führt somit

<sup>4</sup> Die bisherige obligatorische Umverteilung von Mitteln in die zweite Säule durch Modulation (Kürzung) der Direktzahlungen ab einem einzelbetrieblichem Prämienvolumen von 5 000 € entfällt.

<sup>5</sup> Betriebsleiter, die im Jahr der Antragsstellung jünger als 40 Jahre sind, erhalten für maximal fünf Jahre und jeweils maximal 90 ha einen Zuschlag von ungefähr 75 €/ha.

<sup>6</sup> Die alternative Kürzung der Direktzahlungen ab einem einzelbetrieblichem Prämienvolumen von 150 000 € wird in Deutschland nicht umgesetzt.

nicht zu einer Umverteilung zwischen den Bundesländern. Demgegenüber kommt es durch die Förderung der ersten Hektare durch die Unterschiede in der Agrarstruktur zu einer regionalen Umverteilung zwischen den Bundesländern.<sup>7</sup>

Als Referenz für die Analyse der potenziellen Verteilungswirkungen der jüngsten Agrarreform legen wir die im Jahr 2013 gültige Ausgestaltung der Direktzahlungen zugrunde (Szenario DZ2013). Hierbei ergibt sich die Summe der Direktzahlungen eines Betriebes aus dem Umfang seiner (beihilfeberechtigten) landwirtschaftlichen Fläche, multipliziert mit einer auf Bundeslandebene einheitlich hohen Flächenprämie, die im Bundesdurchschnitt bei 348 €/ha liegt. Im Rahmen der sogenannten „Modulation“ wird der Auszahlungsbetrag in Abhängigkeit vom berechneten Prämienvolumen angepasst: Alle Prämienauszahlungen oberhalb der Freibetragsgrenze von 5 000 € werden in Höhe von 10 %, Prämienauszahlungen oberhalb von 300 000 € zusätzlich um weitere 4 % gekürzt.<sup>8</sup>

### 3 Schematische Analyse der größenabhängigen Ausgestaltung der Direktzahlungen

Unter den bis 2013 gültigen Regelungen der GAP war die Summe der Direktzahlungen eines Betriebes im Jahr 2013 von der Zahl seiner aktivierten Zahlungsansprüche abhängig. Vereinfacht ausgedrückt ergab sich seine Betriebsprämie aus dem Umfang seiner (beihilfeberechtigten) landwirtschaftlichen Fläche multipliziert mit einer auf Bundeslandebene einheitlich hohen Flächenprämie. Im Rahmen der sogenannten Modulation wird der Auszahlungsbetrag in Abhängigkeit vom berechneten Prämienvolumen und der Freibetragsgrenze angepasst. Wird die durchschnittliche Höhe eines Zahlungsanspruchs in Deutschland im Jahr 2013 von 348 €/ha zugrunde gelegt, so fallen die Direktzahlungen für die ersten 14 ha eines Betriebes unter die Freibetragsregelung (<5 000 €), während die Direktzahlungen für Flächen über ca. 860 ha (>300 000 €)

um 14 % gekürzt werden. Für einen Betrieb  $i$  mit einer Flächenausstattung von  $LF_i$  Hektaren ergibt sich die durchschnittliche Prämienzahlung pro Hektar aus

$$\overline{PR_{ha_{DZ2013,i}}} = [LF_i * PR_{Region} - \text{MAX}(0; LF_i * PR_{Region} - 5000 \text{ €}) * 0,1 - \text{MAX}(0; LF_i * PR_{Region} - 300000 \text{ €}) * 0,04] : LF_i \quad (1)$$

Durch die Modulation wurden etwa 8 % des Direktzahlungsvolumens in die zweite Säule transferiert. Würde dieses Mittelvolumen durch eine gleichmäßige Kürzung der Zahlungsansprüche erbracht werden, d.h. durch einen Verzicht auf die größenabhängige Modulation, dann ergäbe sich in Deutschland eine einheitliche Direktzahlung ( $PR_{flat\_DZ2013}$ ) in Höhe von 320 €/ha. Im Vergleich zu einer derartigen „Einheitsprämie“ profitieren Betriebe mit einer Flächenausstattung bis zu 80 ha von der bisherigen größenabhängigen Modulation.

Im Szenario AMK\_B ergibt sich die durchschnittliche Prämienzahlung pro Hektar aus der Förderung der ersten Hektare als

$$\overline{PR_{ha_{AMK_B,i}}} = \left[ \text{MIN}(LF_i; 30 \text{ ha}) * 50 \frac{\text{€}}{\text{ha}} + \text{MAX}\left(0; \text{MIN}\left((LF_i - 30 \text{ ha}); 16 \text{ ha}\right) * 30 \frac{\text{€}}{\text{ha}}\right) \right] : LF_i \quad (2).$$

Im Vergleich zu einer „Einheitsprämie“ profitieren von dieser Förderung der ersten Hektare Betriebe mit einer Flächenausstattung bis zu 96 ha. Wäre auf eine größenabhängige Ausgestaltung der Direktzahlungen verzichtet worden, dann hätte die Basisprämie um ca. 20 €/ha ( $PR_{flat\_AMK\_B}$ ) höher gelegen, d.h. bei 194 €/ha.<sup>9</sup> Im Szenario UMVT liegt diese Grenze bei ca. 88 ha. Dass bei maximaler Ausnutzung der möglichen Umverteilungsprämie die Betriebsgröße, bis zu der Betriebe aus der Förderung der ersten Hektare einen Vorteil ziehen, im Vergleich zum AMK-Beschluss sinkt, mag zunächst überraschen. Dies ist darauf zurückzuführen, dass im Szenario UMVT ein erheblich größeres Mittelvolumen an Betriebe mit geringer Flächenausstattung (<46 ha) transferiert wird, das entsprechend von Betrieben mit überdurchschnittlicher Flächenausstattung aufgebracht werden muss.

Eine (indirekt) von der Flächenausstattung abhängige Ausgestaltung der Direktzahlung gab es also bereits vor der Reform von 2013. Die Auswirkungen

<sup>7</sup> So liegen nach der Umsetzung des AMK-Beschlusses die durchschnittlichen Direktzahlungen in Bayern, Baden-Württemberg und Hessen um 9 bis 15 €/ha über dem Bundesdurchschnitt. In der gleichen Größenordnung liegt die Höhe der Direktzahlungen in den ostdeutschen Bundesländern unterhalb des bundesdeutschen Mittelwertes.

<sup>8</sup> Die so einbehaltenen Mittel stehen in der zweiten Säule für die Programme zur Förderung der ländlichen Entwicklung zur Verfügung.

<sup>9</sup> Auch hätte ein Verzicht auf die Förderung der ersten Hektare bedeutet, dass Direktzahlungsvolumina über 150 000 € um mindestens 5 % gekürzt werden müssen. Da hierbei jedoch Lohnsummen angerechnet werden können, hätte diese Regelung nur einen äußerst geringen Anteil der Betriebe in Deutschland betroffen (vgl. FORSTNER et al., 2012).

der Veränderung dieser größenabhängigen Prämienkomponente lassen sich bestimmen, indem die Differenz aus dem jeweiligen Abstand der durchschnittlichen Prämie im entsprechenden Szenario zur jeweiligen „Einheitsprämie“ gebildet wird. Für das Szenario AMK\_B ergibt sich diese Differenz also als

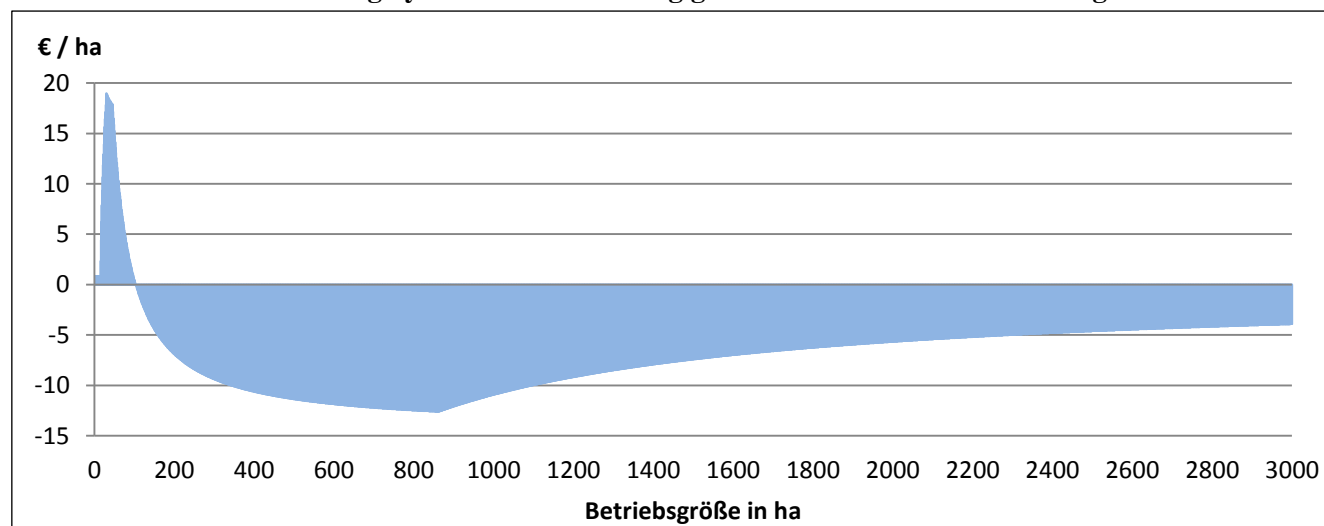
$$\Delta PR_i = \left( \overline{PR_{ha_{AMK_B,i}}} - PR_{flat_{AMK_B}} \right) - \left( \overline{PR_{ha_{DZ2013,i}}} - PR_{flat_{DZ2013}} \right) \quad (3)$$

Abbildungen 1a und 1b illustrieren diese Veränderung der durchschnittlichen Prämie in Abhängigkeit von der Betriebsgröße. So zeigt sich, dass ganz kleine Betriebe bis 14 ha von der alten Freibetragsregelung im gleichen Maße profitierten wie von dem jetzt vorgeschlagenen Zusatzbetrag von 50 €/ha für die ersten

Hektare. Relativ gesehen profitieren vom neuen System insbesondere die Betriebe zwischen ca. 20 und 60 ha (siehe Abbildung 1b). In Betrieben mit mehr als 108 ha steigt hingegen der Beitrag zur Umverteilung nach dem Systemwechsel an. Abbildung 1a verdeutlicht, dass die zusätzliche Reduktion der Durchschnittsprämie bis ca. 860 ha ansteigt: Ein Betrieb dieser Größenordnung trägt nun ca. 14 €/ha zusätzlich zur „Finanzierung“ der größenabhängigen Ausgestaltung bei. Bei noch flächenstärkeren Betrieben hingegen nimmt die Prämienreduktion pro Hektar wieder ab, da diese Betriebe vom Wegfall der erhöhten Modulation profitieren.

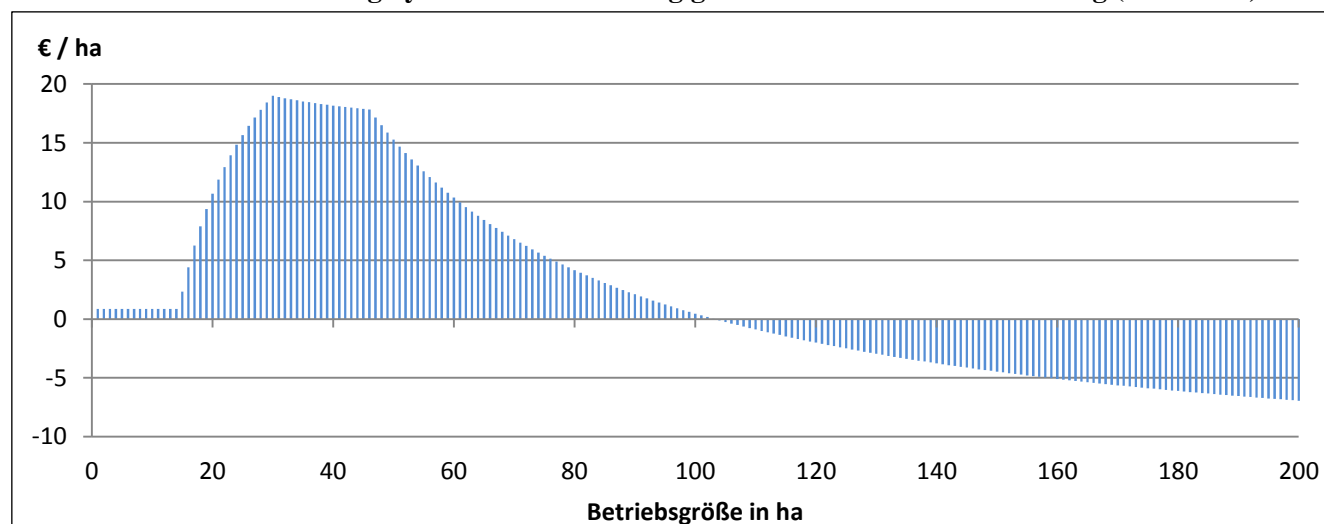
Im Szenario UMVT profitieren auch die ganz kleinen Betriebe von der Reform der größenabhängigen

**Abbildung 1a. Differenz der Abweichung zu einer Einheitsprämie: AMK-Beschluss im Vergleich zum Direktzahlungssystem 2013 in Abhängigkeit von der Flächenausstattung**



Quelle: eigene Darstellung

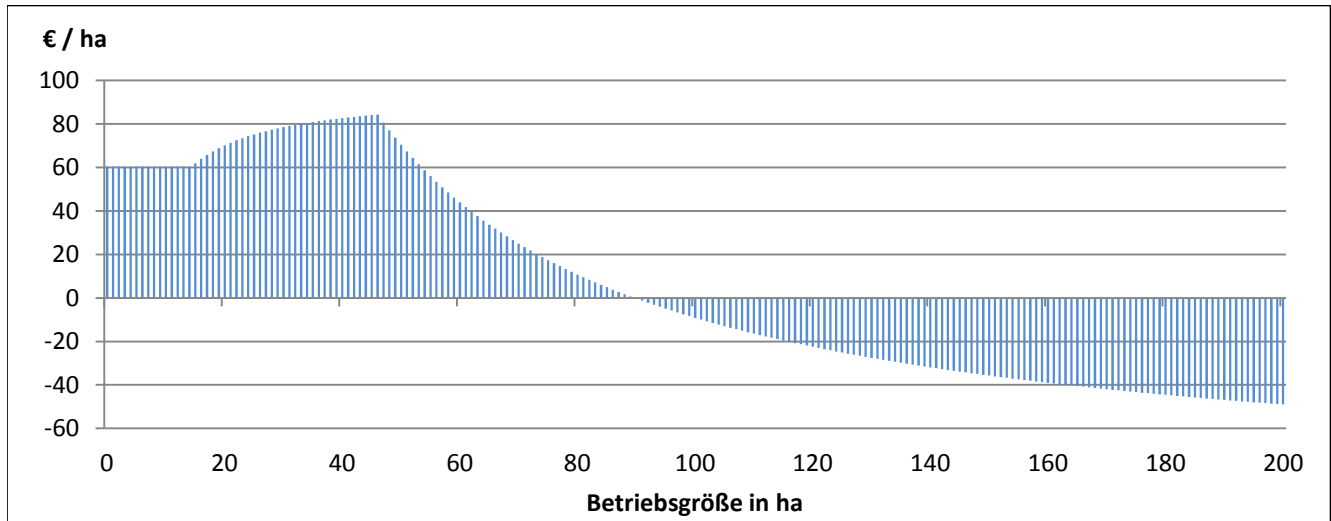
**Abbildung 1b. Differenz der Abweichung zu einer Einheitsprämie: AMK-Beschluss im Vergleich zum Direktzahlungssystem 2013 in Abhängigkeit von der Flächenausstattung (bis 200 ha)**



Quelle: eigene Darstellung



**Abbildung 2. Differenz der Abweichung zu einer Einheitsprämie: Szenario UMVT im Vergleich zum Direktzahlungssystem 2013 in Abhängigkeit von der Flächenausstattung (bis 200 ha)**



Quelle: eigene Darstellung

gen Ausgestaltung der Direktzahlungen (siehe Abbildung 2). Das Maximum des durchschnittlichen „Umverteilungsbonus“ liegt mit einem Plus von ca. 80 € im Vergleich zum Szenario DZ2013 bei Betrieben in der Größenordnung von etwa 50 ha, während Betriebe mit 860 ha in diesem Szenario mit einer zusätzlichen Prämienreduktion von 80 €/ha konfrontiert werden.

## 4 Daten und Methoden

Grundlage der quantitativen Analyse sind Daten des deutschen Testbetriebsnetzes, welches die Buchführungsabschlüsse von repräsentativ ausgewählten landwirtschaftlichen Betrieben umfasst. Als Einkommensindikator in der Landwirtschaft wird in der Regel der Unternehmensgewinn herangezogen. Der Gewinn ist der Saldo von Unternehmensertrag und -aufwand. Im Fall von juristischen Personen wird bei der Gewinnermittlung bereits der Lohnaufwand für alle Arbeitskräfte abgezogen. Um Einkommen natürlicher und juristischer Personen vergleichen zu können, wird im Agrarbericht der Bundesregierung für Rechtsformvergleiche in der Regel die Kennzahl Gewinn plus Personalaufwand pro Arbeitskraft verwendet. Eine umfassendere Beurteilung der Einkommenslage muss zudem nicht nur das Einkommen aus landwirtschaftlicher Tätigkeit, sondern alle Einkünfte berücksichtigen. Dies ist insbesondere bei Nebenerwerbsbetrieben, in denen die Haupteinkommensquelle der Betriebsinhaber die außerlandwirtschaftliche Erwerbstätigkeit ist, essenziell. Diese Informationen liegen je-

doch für Betriebe der Rechtsform einer juristischen Person nicht vor. Aufgrund der eingeschränkten Vergleichbarkeit von Einkommensindikatoren für unterschiedliche Rechtsformen und der großen Bedeutung von außerlandwirtschaftlichen Einkommen in Nebenerwerbsbetrieben konzentrieren sich die folgenden Analysen auf den Einkommensmaßstab „Gewinn“ in der Gruppe landwirtschaftlicher Haupterwerbsbetriebe<sup>10</sup>. Um den Einfluss dieser Betriebsauswahl auf die grundsätzlichen Schlussfolgerungen abzuschätzen, wurden zudem Variationsrechnungen mit unterschiedlichen Stichprobenabgrenzungen und Einkommensindikatoren durchgeführt.

Für die Analyse wurde zunächst für alle Testbetriebe, für die Buchführungsabschlüsse für alle Wirtschaftsjahre 2009/10 bis 2011/12 vorlagen (balanciertes Panel), ein dreijähriger Durchschnitt gebildet,<sup>11</sup> um den Einfluss von Gewinnschwankungen aufgrund von klimatischen oder betrieblichen Sonderereignissen zu

<sup>10</sup> Die Stichprobe der Haupterwerbsbetriebe umfasst sowohl Einzelunternehmen als auch Personengesellschaften mit einem Standardoutput ab 50 000 €. Betriebe mit einem Standardoutput unter 50 000 € oder weniger als einer Arbeitskraft gelten als Klein- und Nebenerwerbsbetriebe (vgl. BMEL, 2015: 175).

<sup>11</sup> Hierdurch reduziert sich die Zahl der Beobachtungen um 15 %. Die Änderungen bei Durchschnittseinkommen und Streuung liegen jedoch unter 1 %. Wir gehen daher davon aus, dass die Reduktion der Stichprobe durch die Beschränkung auf ein balanciertes Panel keine signifikanten Auswirkungen auf die Ergebnisse unserer Analyse hat.

reduzieren; dies ist insbesondere für robuste Verteilungsanalysen wichtig. Insgesamt standen für 7 731 Haupterwerbsbetriebe Abschlüsse aus den drei Wirtschaftsjahren zur Verfügung.

Um die Auswirkungen der Szenarien zur GAP-Reform im Vergleich zum Direktzahlungssystem 2013 abschätzen zu können, wurden Simulationsrechnungen durchgeführt. Dabei wurden ausgehend von den vorliegenden Buchführungsabschlüssen die vorhandenen Direktzahlungen durch in den Szenarien definierte Direktzahlungen ersetzt. Anschließend wurde der Gewinn neu berechnet. Dabei wurde unterstellt, dass die Umstellung der Förderung zu keinen betrieblichen Anpassungen führt, da die Direktzahlungen entkoppelt sind und daher keine unmittelbaren Produktionswirkungen haben. Es wurden also keine Optimierungsrechnungen durchgeführt. Diese Neuberechnung von Direktzahlungen und Gewinn war auch für die Referenz – also das Direktzahlungssystem 2013 – nötig, da in den zur Verfügung stehenden Buchführungsabschlüssen die Einführung der regionalen Einheitsprämien noch nicht vollständig abgeschlossen war. Für die Berechnung der Direktzahlungen, die die Betriebe nach der Umsetzung des AMK-Beschlusses erhalten, wurden die einzelnen Komponenten (Basisprämie, Greening-Prämie, Förderung der ersten Hektare und Junglandwirteförderung<sup>12</sup>) entsprechend berücksichtigt. Bei der Interpretation der Ergebnisse ist zu berücksichtigen, dass einige weitere vereinfachende Annahmen getroffen wurden:

- Die Auswirkungen der Greening-Auflagen sind nicht berücksichtigt. RÖDER et al. (2014) zeigen in ihrem Beitrag, dass insgesamt die Betroffenheit der Betriebe in Deutschland bezüglich des Greenings voraussichtlich begrenzt sein wird.
- Mögliche Pachtpreisänderungen wurden nicht berücksichtigt, d.h., die Ergebnisse gelten für kurz- bis mittelfristige Zeiträume. Langfristig ist zu erwarten, dass sich Änderungen in der Höhe der Direktzahlungen auch in den Pachtpreisen widerspiegeln und deshalb zumindest für Betriebe mit hohen Pachtanteilen die absolute Höhe der Einkommenswirkung der Reform geringer ausfällt.
- Die Verwendung der nach dem AMK-Beschluss vorgesehenen Umschichtung von Mitteln in Höhe von 4,5 % in die zweite Säule wurde nicht berücksichtigt, da die Einkommenswirksamkeit dieser

Mittel stark von der Ausgestaltung der konkreten Maßnahmen abhängt.

Für die Verteilungsanalyse wird der Gini-Koeffizient verwendet. Dieser zählt zu den am häufigsten verwendeten Verteilungsparametern und besitzt zudem die Eigenschaft der Zerlegbarkeit. Hierdurch können die Beiträge einzelner Einkommensbestandteile zur Streuung des Einkommens analysiert werden. In Anlehnung an andere Studien soll im vorliegenden Beitrag die Residualgröße aus dem Gewinn abzüglich der Direktzahlungen der ersten und zweiten Säule als „Markteinkommen“ bezeichnet werden (vgl. KEENEY, 2000: 257; SEVERINI und TANTARI, 2013a: 277, und EL BENNI und FINGER, 2013: 642). Das Einkommen setzt sich dementsprechend aus den einzelnen Bestandteilen der Direktzahlungen – die gemäß der getroffenen Annahmen ausschließlich als Einkommens-transfer betrachtet werden – und dem Markteinkommen zusammen.<sup>13</sup>

Der Gini-Koeffizient kann Werte zwischen 0 und 1 annehmen. Je größer der Gini-Koeffizient ist, umso ungleicher ist die Verteilung. Hierbei ist anzumerken, dass bei negativen Gesamteinkommen bzw. Einkommensbestandteilen der Gini-Koeffizient überschätzt wird und gegebenenfalls Werte von größer 1 annehmen kann.<sup>14</sup> CHEN et al. (1982) entwickelten vor dem Hintergrund einen angepassten Gini-Koeffizienten. In dessen Nenner geht im Falle negativer Einkommen die Fläche der Lorenzkurve ein, die unterhalb der Abszisse liegt. Auf diese Weise liegt der Wertebereich des angepassten Gini-Koeffizienten immer zwischen 0 und 1 (vgl. auch BERREBI und SILBER, 1985).<sup>15</sup> Eine wesentliche Einschränkung des angepassten Gini-Koeffizienten ist jedoch, dass er nicht zerlegbar ist und somit keine umfassende Analyse der Verteilungswirkungen einzelner Einkommensbestandteile

<sup>12</sup> Für die Analysen wurde vereinfacht das Alter des derzeitigen Betriebsleiters bzw. der Betriebsleiterin berücksichtigt, welches im Testbetriebsnetz als Variable aufgeführt ist.

<sup>13</sup> Diese Begrifflichkeit impliziert, dass die Prämienzahlungen aus beiden Säulen der Agrarpolitik ausschließlich Einkommenstransfers darstellen, was offensichtlich eine starke Annahme darstellt. Aufgrund der weit verbreiteten analogen Verwendung dieses Terminus in anderen Studien zu dieser Thematik haben wir uns dennoch für diese Verwendung des Begriffs „Markteinkommen“ entschieden.

<sup>14</sup> Nach PYATT et al. (1980: 455) und FINDEIS und REDDY (1987: 169) kann die Zerlegung des Gini-Koeffizienten durchgeführt werden, solange der Mittelwert eines Einkommensbestandteils nicht negativ ist.

<sup>15</sup> VAN DE VEN (2001) schlägt ebenfalls eine Anpassung des Gini-Koeffizienten im Fall negativer Werte vor. Im Gegensatz zu CHEN et al. (1982) definiert der Autor in der Herleitung allerdings explizit die maximal mögliche Ungleichverteilung des Einkommens.

erlaubt (vgl. BOISVERT und RANNEY, 1990: 3-4; MISHRA et al., 2009: 333).

Der Gini-Koeffizient ( $G$ ) kann in Anlehnung an PYATT et al. (1980: 456), LERMAN und YITZHAKI (1985: 151-152) und MISHRA et al. (2009: 331-332) auch in Form von Kovarianzen formuliert werden.<sup>16</sup> Bezeichnet z.B.  $Y$  das Einkommen  $N$  landwirtschaftlicher Betriebe, welches aus  $k$  Bestandteilen  $Y_k$  besteht, so gilt:

$$G = \frac{2 \sum_{k=1}^K [cov(Y_k, r(Y))]}{N \mu(Y)} \quad (4),$$

$$cov(Y_k, r(Y)) = \sum_{i=1}^N \frac{1}{N} (Y_{i,k} - \mu(Y)) (r_{i,k} - \mu(r_k))$$

mit  $i = 1, \dots, N$ ,

$$Y = \sum_{k=1}^K Y_k \text{ mit } k = 1, \dots, K \text{ und}$$

$$\mu(Y) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Y_i .$$

wobei  $cov$  die Kovarianz zwischen dem Einkommensbestandteil  $Y_k$  und der Rangzahl  $r$  des Einkommens  $Y$  bezeichnet ( $Y$  wird in aufsteigender Reihenfolge sortiert)<sup>17</sup> und  $\mu$  den arithmetischen Mittelwert. Nach LERMAN und YITZHAKI (1985: 152) und MISHRA et al. (2009: 332) lässt sich der Gini-Koeffizient durch Umformung und Erweiterung der Gleichung (4) in drei Faktoren zerlegen

$$G = \sum_{k=1}^K \frac{\mu(Y_k)}{\mu(Y)} \cdot \frac{2 cov(Y_k, r(Y_k))}{N \mu(Y_k)} \cdot \frac{cov(Y_k, r(Y))}{cov(Y_k, r(Y_k))} \quad (5)$$

bzw.

$$G = \sum_{k=1}^K S_k G_k R_k .$$

<sup>16</sup> LERMAN und YITZHAKI (1985: 151-152) und PYATT et al. (1980: 456) leiten in ihrem Beitrag den ungewichteten Gini-Koeffizienten her, während MISHRA et al. (2009: 331-332) eine Gewichtung der einzelnen Merkmalsträger vornehmen. Zudem ist anzumerken, dass einige Autoren den Gini-Koeffizienten über die Kovarianz zwischen  $Y_k$  und der Rangfolge  $r(Y)$  darstellen (vgl. PYATT et al., 1980). Diese Schreibweise wird auch im vorliegenden Beitrag gewählt. Andere Autoren bilden hingegen die Kovarianz zwischen  $Y_k$  und der kumulativen Verteilungsfunktion  $F(Y)$ , wobei der Nenner in Gleichung (4) dann  $\mu_w(Y)$  lautet (vgl. LERMAN und YITZHAKI, 1985: 152), da gilt:  $F(Y) = r(Y)/N$  (vgl. MISHRA et al., 2009: 331).

<sup>17</sup> Betriebe mit identischem Einkommen erhalten dieselbe Rangzahl. Sie berechnet sich aus dem Mittelwert jener Rangzahlen, die bei einem infinitesimal kleinen Einkommensunterschied bei diesen Betrieben gelten würden (vgl. PYATT et al., 1980: 454).

$S_k$  steht für den Anteil eines Einkommensbestandteils am Gesamteinkommen,  $G_k$  ist der Gini-Koeffizient für den Einkommensbestandteil  $Y_k$  und  $R_k$  die sogenannte Gini-Korrelation. Letztere beschreibt den Zusammenhang zwischen dem Einkommensbestandteil  $Y_k$  und der Rangzahl des Einkommens  $r(Y)$  (LERMAN und YITZHAKI, 1985: 152). Sie nimmt Werte zwischen -1 und 1 an und besitzt ähnliche Eigenschaften wie die (Rang-)Korrelationskoeffizienten nach Bravais und Pearson sowie Spearman (vgl. ECKEY et al., 2008). Wenn die Rangzahlen des Einkommens mit den Rangzahlen des Einkommensbestandteils übereinstimmen, d.h.  $r(Y) = r(Y_k)$ , dann ist die Gini-Korrelation 1. Andererseits ergeben sich für die Gini-Korrelation Werte von 0, wenn der Einkommensbestandteil  $Y_k$  für alle Betriebe identisch bzw. gleich verteilt ist. In diesem Fall ist der Anteil des Einkommensbestandteils  $Y_k$  am Gini-Koeffizienten des Einkommens gleich 0, da  $S_k G_k R_k = 0$ . Bei derartigen Einkommensbestandteilen ist zu beachten, dass sie mit zunehmender Bedeutung für das Gesamteinkommen den Gini-Koeffizienten des Einkommens verringern (vgl. LERMAN und YITZHAKI, 1985: 152). Dieser Effekt ist auch direkt aus der Gleichung (5) ersichtlich. Nimmt die Höhe eines Einkommensbestandteils, der für alle Betriebe identisch ist, zu, so verringert sich *ceteris paribus* der Anteil der anderen Einkommensbestandteile und der Gini-Koeffizient nimmt ab.

Nach Gleichung (5) hat eine große (geringe) Streuung des Einkommensbestandteils  $Y_k$  auch einen großen (geringen) Einfluss auf die Streuung des Gesamteinkommens. Dieser Einfluss ist umso größer, je größer der Anteil des Einkommensbestandteils am Gesamteinkommen ist. Ob sich dieser Einfluss positiv oder negativ auf die Höhe des Gini-Koeffizienten auswirkt, hängt wiederum von der Richtung des Zusammenhangs bzw. dem Vorzeichen der Gini-Korrelation ( $R_k$ ) ab.

In der folgenden Analyse finden noch zwei weitere Verteilungsparameter Verwendung: zum einen der Konzentrationskoeffizient<sup>18</sup>, zum anderen die sogenannte Gini-Elastizität. Der Konzentrationskoeffizient ( $C_k$ ) berechnet sich aus der Multiplikation von  $G_k$  und  $R_k$  und gibt im vorliegenden Fall an, wie ein Einkommensbestandteil ( $Y_k$ ) zwischen den landwirtschaftlichen Betrieben verteilt ist, wenn diese nach ihrem Gesamteinkommen sortiert sind (vgl. KEENEY, 2000: 254-255):

<sup>18</sup> In der Literatur wird der Konzentrationskoeffizient teilweise auch als Pseudo-Gini-Koeffizient bezeichnet.



$$C_k = \frac{2cov(Y_k, r(Y_k))}{N\mu(Y_k)} \cdot \frac{cov(Y_k, r(Y))}{cov(Y_k, r(Y_k))} \quad (6)$$

bzw.

$$C_k = \frac{2cov(Y_k, r(Y))}{N\mu(Y_k)}$$

Der Konzentrationskoeffizient bildet im Zähler die Kovarianz zwischen dem Einkommensbestandteil und den Rangzahlen des Gesamteinkommens. Somit ist der Konzentrationskoeffizient positiv (negativ), wenn zwischen der Höhe des Einkommensbestandteils  $Y_k$  und der Rangzahl des Gesamteinkommens ein positiver (negativer) Zusammenhang besteht. Je größer (kleiner) der Konzentrationskoeffizient eines Einkommensbestandteils ist, desto größer (kleiner) ist auch dessen Einfluss auf den Gini-Koeffizienten des Gesamteinkommens. PODDER (1993: 53) und KEENEY (2000: 260) führen zudem auf, dass ein Einkommensbestandteil die Streuung des Gesamteinkommens immer dann erhöht (verringert), wenn der Konzentrationskoeffizient größer (kleiner) als der Gini-Koeffizient des Gesamteinkommens ist.<sup>19</sup> Stimmen die Rangzahlen des Gesamteinkommens mit jenen des Einkommensbestandteils überein, so sind der Konzentrationskoeffizient und der Gini-Koeffizient des Einkommensbestandteils identisch.

Die Gini-Elastizität ( $\varepsilon_k$ ) eines Einkommensbestandteils ergibt sich aus der Differenz zwischen dessen proportionalem Beitrag an der Streuung des Gesamteinkommens und dem Anteil eines Einkommensbestandteils am Gesamteinkommen (vgl. LERMAN und YITZHAKI, 1985: 153; PODDER, 1993: 53-54):

$$\begin{aligned} \varepsilon_k &= \frac{\partial G}{G} \cdot \frac{\mu(Y_k)}{\partial \mu(Y_k)} = \frac{S_k G_k R_k}{G} - S_k \\ &= \frac{1}{G} [S_k (C_k - G)] \end{aligned} \quad (7)$$

Die Gini-Elastizität gibt die prozentuale Veränderung des Gini-Koeffizienten bei einer einprozentigen Änderung des Mittelwerts von Einkommensbestandteil  $Y_k$  an.<sup>20</sup> Weist die Gini-Elastizität positive (negative) Werte auf, dann steigt (verringert sich) der Gini-Koeffizient des Gesamteinkommens mit einem mar-

ginalen Anstieg eines Einkommensbestandteils. Gleichung (7) macht ebenfalls deutlich, dass mit zunehmendem Anteil eines Einkommensbestandteils am Gesamteinkommen ( $S_k$ ) die Auswirkungen auf den Gini-Koeffizienten bei einer einprozentigen Änderung in der Höhe dieses Einkommensbestandteils *ceteris paribus* zunehmen. Die Summe der einzelnen Elastizitäten ist 0.

BOISVERT und RANNEY (1990: 7-8) weisen im Zusammenhang mit negativen Einkommen auf die mögliche Überschätzung der Gini-Elastizität hin. Die qualitativen Implikationen für die Politik, die sich aus dieser Elastizität ableiten lassen, werden hierdurch allerdings nicht beeinflusst (IBID.: 8; EL BENNI und FINGER, 2013: 642). Eine alternative Methode, in welcher negative Einkommensbestandteile explizit in der Zerlegung des Gini-Koeffizienten berücksichtigt werden, liegt nicht vor (vgl. EL BENNI und LEHMANN, 2011: 20). Die Einschränkungen bzw. Überschätzungen durch das Auftreten negativer Einkommen gilt es jedoch bei der Interpretation der im folgenden Kapitel dargestellten Ergebnisse zu berücksichtigen.

Die Erhebung der Testbetriebsdaten erfolgt im Rahmen einer disproportional geschichteten Stichprobe. Für statistische Auswertungen müssen die Beobachtungen daher mit dem Kehrwert der jeweiligen Auswahlwahrscheinlichkeit gewichtet werden. Im vorliegenden Beitrag wird entsprechend der gewichtete Gini-Koeffizient berechnet. Danach werden in den Gleichungen (4) bis (7) die Mittelwerte und Kovarianzen gewichtet, sodass gilt:

$$\mu_w(Y) = \sum_{i=1}^N w_i Y_i \quad \text{mit} \quad \sum_{i=1}^N w_i = 1 \quad (8)$$

und

$$\begin{aligned} cov_w(Y_k, r(Y)) &= \sum_{i=1}^N w_i (Y_{i,k} - \mu_w(Y)) \\ &\quad (r_{i,k} - \mu_w(r_k)) \end{aligned} \quad (9)$$

Die Gewichte ergeben sich dabei aus den Hochrechnungsfaktoren jedes Einzelbetriebes im Testbetriebsnetz.

## 5 Ergebnisse

### 5.1 Auswirkungen auf Direktzahlungen und betriebliche Einkommen

Zunächst soll ein Überblick über die Auswirkungen der beiden Reformszenarien auf die Entwicklung der Direktzahlungen sowie der betrieblichen Einkommen in Abhängigkeit verschiedener betrieblicher Charakteristika gegeben werden. Als Referenzsituation dient,

<sup>19</sup> PODDER (1993: 53) formt zur besseren Interpretation des Konzentrationskoeffizienten die Gleichung (5) zu  $\sum S_k (C_k - G) = 0$  um. Demnach vergrößert (verringert) der Einkommensbestandteil  $Y_k$  die Gesamtstreuung des Einkommens, wenn der Faktor, der sich aus der Differenz  $C_k - G$  ergibt, positiv (negativ) ist.

<sup>20</sup> Hierbei wird unterstellt, dass das Verhältnis zwischen der Streuung des Gesamteinkommens und jener des Einkommensbestandteils  $Y_k$  gleich bleibt (vgl. EL BENNI und FINGER, 2013: 641, und KEENEY, 2000: 255).

**Tabelle 1. Änderung von Direktzahlungen und Gewinn in Haupterwerbsbetrieben nach Flächenausstattung und Betriebsform, Szenarien AMK\_B und UMVT im Vergleich zum Direktzahlungssystem 2013**

|                        | Anzahl<br>Testbetriebe | Ø Fläche<br>in ha LF | Direktzahlungen |                  |       | Gewinn     |                  |       |
|------------------------|------------------------|----------------------|-----------------|------------------|-------|------------|------------------|-------|
|                        |                        |                      | €/ Betrieb      | Δ in % zu DZ2013 |       | €/ Betrieb | Δ in % zu DZ2013 |       |
| Szenario               | N                      |                      | DZ2013          | AMK_B            | UMVT  | DZ2013     | AMK_B            | UMVT  |
| Insgesamt              | 7 731                  | 72                   | 22 892          | -10,7            | -11,4 | 44 997     | -5,1             | -5,4  |
| <20 ha                 | 1 045                  | 10                   | 3 176           | -6,9             | 10,7  | 39 944     | -0,5             | 0,9   |
| 20-60 ha               | 2 660                  | 40                   | 13 047          | -7,1             | 10,0  | 33 802     | -2,8             | 3,9   |
| 60-108 ha              | 2 137                  | 79                   | 25 332          | -10,5            | -8,3  | 51 599     | -5,2             | -4,1  |
| 108-860 ha             | 1 874                  | 190                  | 59 170          | -13,1            | -26,2 | 84 652     | -9,2             | -18,3 |
| >860 ha                | 15                     | 1164                 | 345 109         | -12,1            | -35,5 | 291 691    | -14,3            | -42,0 |
| Ackerbau               | 1 362                  | 136                  | 43 001          | -13,0            | -22,3 | 63 940     | -8,7             | -15,0 |
| Milchvieh              | 2 505                  | 61                   | 19 665          | -9,8             | -5,2  | 45 758     | -4,2             | -2,2  |
| Sonstiger Futterbau    | 459                    | 80                   | 25 300          | -10,0            | -10,9 | 32 893     | -7,7             | -8,4  |
| Veredlung              | 956                    | 60                   | 19 758          | -11,0            | -5,7  | 50 089     | -4,3             | -2,3  |
| Gemischt/Verbund       | 1 390                  | 80                   | 25 240          | -9,9             | -10,3 | 41 169     | -6,1             | -6,3  |
| Sonstige <sup>1)</sup> | 1 059                  | 12                   | 3 702           | -1,4             | 12,9  | 51 429     | -0,1             | 0,9   |

1) Hierunter fallen im Wesentlichen Gemüsebau- und Dauerkulturbetriebe.

Quelle: Testbetriebsnetz und eigene Berechnungen

wie zu Beginn des Kapitels 4 dargestellt, die im Jahr 2013 gültige Ausgestaltung der Direktzahlungen und die wirtschaftliche Lage der Betriebe in den Wirtschaftsjahren 2009/10 bis 2011/12. Tabelle 1 zeigt, dass die Direktzahlungen über alle Haupterwerbsbetriebe um etwa 11 % zurückgehen<sup>21</sup>, was *ceteris paribus* zu etwa 5 % niedrigeren Gewinnen führt.

Werden die Betriebe in Abhängigkeit ihrer Flächenausstattung (LF) klassifiziert, so lassen sich zwischen den Klassen zum Teil große Unterschiede bezüglich der Betroffenheit identifizieren. Die Grenzen für diese Klassen wurden in Anlehnung an die schematische Analyse der größenabhängigen Ausgestaltung der Direktzahlungen im Szenario AMK\_B in Kapitel 3 gewählt. Während im Szenario AMK\_B die Direktzahlungen trotz der zusätzlichen Förderung der ersten Hektare auch in kleinen Betrieben niedriger als in der Referenz liegen, würde die volle Ausschöpfung der Obergrenzen für eine Umverteilungsprämie dazu

führen, dass die Direktzahlungen in Betrieben in den Klassen bis 60 ha um etwa 10 % zunehmen.

Tabelle 1 macht ebenfalls deutlich, dass in den beiden Reformszenarien die relativen Einkommenseinbußen mit der Betriebsgröße zunehmen. Auffallend ist, dass bei den ganz kleinen Betrieben trotz der Reduzierung des allgemeinen Prämienniveaus kaum Änderungen beobachtet werden können. Dies ist durch verschiedene Faktoren zu erklären: Zum einen spielen die Direktzahlungen in einigen Betriebsformen, die häufig eine eher geringe Flächenausstattung haben (wie z.B. Dauerkulturbetriebe), eine untergeordnete Rolle für das gesamte Einkommen. Zum anderen liegen in dieser Gruppe viele Betriebe in Regionen, in denen die regionale Durchschnittsprämie vor der Reform unter dem Bundesdurchschnitt lag (z.B. Dauerkulturbetriebe in Rheinland-Pfalz).

Bei der Entwicklung der Direktzahlungen gibt es im Szenario AMK\_B im Allgemeinen nur geringe Unterschiede zwischen den Betriebsformen, mit Ausnahme der, auf die Fläche bezogen, meist kleineren Betriebe mit Gemüse-, Obst- oder Weinbau. Durch die wesentlich höheren Umverteilungsbeträge wirken sich im Szenario UMVT die zwischen den Betriebsformen bestehenden Größenunterschiede wesentlich stärker aus. So fällt der Rückgang der Direktzahlungen bei den Ackerbaubetrieben aufgrund der höheren Flächenausstattung mit -22 % deutlich stärker als bei

<sup>21</sup> Im Vergleich zum Szenario DZ2013 gehen durch die Reform die für die Direktzahlungen zur Verfügung stehenden Finanzmittel aufgrund der Budgetkürzung sowie der Umschichtung in die zweite Säule um 10 % zurück. Der leicht stärkere Rückgang in der Teilstichprobe der Haupterwerbsbetriebe (-11 %) ist auf die Unterschiede in der Verteilung der Betriebsgrößen im Vergleich zur Grundgesamtheit aller Betriebe zurückzuführen.

den anderen Betriebsformen aus. Die Einkommenswirkungen in den verschiedenen Betriebsformen sind im Wesentlichen von der Bedeutung der Direktzahlungen für den Gewinn abhängig. Daher fallen die Einkommenseinbußen als Folge der Reform bei den Ackerbaubetrieben stärker aus, während Milchvieh- und Veredlungsbetriebe weniger betroffen sind.

## 5.2 Verteilungswirkungen

Einen ersten Eindruck über die Verteilungswirkungen der Reformszenarien gibt die Darstellung der Einkommen sowie einzelner Einkommensbestandteile nach Dezil-Intervallen (Tabelle 2). Jedes Dezil-Intervall enthält dabei 10 % der nach aufsteigendem Gewinn sortierten landwirtschaftlichen Haupterwerbsbetriebe. Tabelle 2 zeigt die Verteilung in der Referenzsituation sowie für die beiden Reformszenarien (AMK\_B und UMVT). Grundsätzlich sind die Unterschiede zwischen der Referenzsituation und den beiden Reformszenarien relativ gering. Die Beiträge der einzelnen Dezil-Intervalle zum Gewinn steigen mit jedem weiteren Dezil-Intervall an, was bei Einkommensverteilungen in der Regel der Fall ist. Da einige der Haupterwerbsbetriebe der Stichprobe auch im dreijährigen Mittel Verluste ausweisen (5,3 % aller Haupterwerbsbetriebe in der Referenzsituation), ist der Beitrag des ersten Dezil-Intervalls zum Gewinn negativ. Die 30 % der Betriebe mit den geringsten Gewinnen erzielen gemeinsam etwa nur 6 % des Gesamtgewinns. Andererseits erzielen die 20 % der Betriebe mit den höchsten Gewinnen annähernd 50 % des Gesamtgewinns.

Tabelle 2 zeigt ferner, dass sich auch die Direktzahlungen der ersten Säule auf die oberen Dezil-Intervalle konzentrieren. In der Referenzsituation entfallen annähernd 35 % der Direktzahlungen aus der ersten Säule auf die 20 % der Betriebe mit den höchsten Gewinnen. Allerdings sind die Beiträge der Direktzahlungen der ersten Säule bis zum 5. Dezil-Intervall größer als die Beiträge der entsprechenden Dezil-Intervalle zum Gewinn, was darauf hindeutet, dass die Direktzahlungen die Streuung des Gewinns verringern.

In beiden Reformszenarien AMK\_B und UMVT ist die Verteilung der Direktzahlungen auf die einzelnen Dezil-Intervalle (etwas) ausgeglichener als im Szenario DZ2013. Generell kann beobachtet werden, dass die Anteile der Direktzahlungen in den Szenarien AMK\_B und UMVT in den unteren Dezil-Intervallen zunehmen, während sie in den oberen Dezil-Intervallen abnehmen. Dies weist auf eine Umverteilung der Direktzahlungen zugunsten der Betriebe mit geringeren Gewinnen hin. Dieser Effekt ist erwartungsgemäß im Szenario UMVT, in welchem der Spielraum für die Umverteilung voll ausgeschöpft wird, größer als im AMK\_B-Szenario. Auffallend ist, dass sich der Beitrag des ersten Dezil-Intervalls zum Gewinn kaum zwischen den beiden Szenarien AMK\_B und UMVT unterscheidet, obwohl der Anteil der Direktzahlungen im Szenario UMVT um 1,5 Prozentpunkte höher liegt als im Szenario AMK\_B. Dieses kann damit erklärt werden, dass in den beiden Reformszenarien nur ein relativ geringer Anteil der Betriebe (15 %) im ersten Dezil-Intervall identisch ist.

**Tabelle 2. Verteilung des Gewinns und der Direktzahlungen in Haupterwerbsbetrieben nach Dezil-Intervallen des Gewinns (in %)**

| Dezil-Intervall  | DZ2013       |                             | AMK_B        |                             | UMVT         |                             |
|------------------|--------------|-----------------------------|--------------|-----------------------------|--------------|-----------------------------|
|                  | Gewinn       | Direktzahlungen erste Säule | Gewinn       | Direktzahlungen erste Säule | Gewinn       | Direktzahlungen erste Säule |
| 1                | -1,1         | 7,5                         | -1,5         | 8,1                         | -1,5         | 9,6                         |
| 2                | 2,7          | 6,5                         | 2,6          | 7,1                         | 2,8          | 7,8                         |
| 3                | 4,4          | 7,1                         | 4,3          | 7,4                         | 4,5          | 7,7                         |
| 4                | 5,8          | 7,3                         | 5,8          | 7,7                         | 6,0          | 7,9                         |
| 5                | 7,2          | 8,4                         | 7,2          | 8,3                         | 7,4          | 8,4                         |
| 6                | 8,8          | 8,6                         | 8,8          | 8,8                         | 9,0          | 9,0                         |
| 7                | 10,5         | 9,7                         | 10,7         | 9,6                         | 10,8         | 9,0                         |
| 8                | 13,0         | 10,9                        | 13,0         | 10,6                        | 13,1         | 10,5                        |
| 9                | 17,1         | 13,2                        | 17,3         | 12,7                        | 17,1         | 12,2                        |
| 10               | 31,5         | 20,7                        | 31,8         | 19,8                        | 30,8         | 18,1                        |
| <b>Insgesamt</b> | <b>100,0</b> | <b>100,0</b>                | <b>100,0</b> | <b>100,0</b>                | <b>100,0</b> | <b>100,0</b>                |

Anmerkungen: Die Prozentangaben beziehen sich auf die Anteile der einzelnen Dezil-Intervalle am gesamten Gewinn bzw. am gesamten Direktzahlungsvolumen der ersten Säule.

Quelle: eigene Berechnungen

**Tabelle 3. Dekomposition des Gini-Koeffizienten für den Gewinn in landwirtschaftlichen Hauptidebetrieben**

|                | (1)<br>Anteil am<br>Gewinn (in %)<br>( $S_k$ ) | (2)<br>Gini-Koeffizient<br>( $G_k$ ) | (3)<br>Gini-Korrelation<br>( $R_k$ ) | (4)<br>Konzentrations-<br>koeffizient<br>( $C_k$ ) | (5)<br>Gini-Elastizität<br>( $\epsilon_k$ ) |
|----------------|--|--------------------------------------|--------------------------------------|--|---|
| <b>DZ2013</b>  |  |                                      |                                      |  |   |
| Markteinkommen | 35,7   | 1,231                                | 0,764                                | 0,940  | 0,367                                       |
| Erste Säule    | 47,7   | 0,438                                | 0,474                                | 0,208  | -0,263                                      |
| Zweite Säule   | 16,6   | 0,559                                | 0,311                                | 0,174  | -0,104                                      |
| Gewinn         |  | 0,463                                | 1,000                                | 0,463  | 0,000                                       |
| <b>AMK_B</b>   |  |                                      |                                      |  |   |
| Markteinkommen | 37,6   | 1,231                                | 0,797                                | 0,981  | 0,404                                       |
| Erste Säule    | 44,9   | 0,423                                | 0,401                                | 0,170  | -0,288                                      |
| Zweite Säule   | 17,5   | 0,559                                | 0,285                                | 0,159  | -0,116                                      |
| Gewinn         |  | 0,473                                | 1,000                                | 0,473  | 0,000                                       |
| <b>UMVT</b>    |  |                                      |                                      |  |   |
| Markteinkommen | 37,7   | 1,231                                | 0,843                                | 1,037  | 0,473                                       |
| Erste Säule    | 44,7   | 0,352                                | 0,290                                | 0,102  | -0,348                                      |
| Zweite Säule   | 17,6   | 0,559                                | 0,237                                | 0,133  | -0,125                                      |
| Gewinn         |  | 0,460                                | 1,000                                | 0,460  | 0,000                                       |

Anmerkungen: In allen drei dargestellten Szenarien variieren lediglich die Verteilung und das Volumen der Direktzahlungen der ersten Säule, während das Markteinkommen und die Direktzahlungen der zweiten Säule gleich bleiben. Für diese beiden Bestandteile des Gewinns ändern sich daher die Gini-Koeffizienten nicht. Das „Markteinkommen“ beschreibt hierbei den Gewinn abzüglich der Direktzahlungen.

Quelle: eigene Berechnungen

Mit anderen Worten „springt“ die Mehrheit der Betriebe, welche im Szenario AMK\_B dem 1. Dezil-Intervall angehören, im Szenario UMVT in ein höheres Dezil-Intervall, während Betriebe aus höheren Dezil-Intervallen des Gewinns (mit tendenziell höheren Direktzahlungen) in das 1. Dezil-Intervall „fallen“. Interessanterweise ändert sich dadurch auch die durchschnittliche Betriebsgröße (in ha LF) im 1. Dezil-Intervall: Während sie im Szenario AMK\_B 57,6 ha beträgt, steigt sie im Szenario UMVT auf 69,3 ha an. Auch hier wird deutlich, dass der Zusammenhang zwischen der Betriebsgröße (in ha LF) und dem Gewinn nicht besonders stark ist und eine Reihe größerer Betriebe, deren Gewinne als Folge verringerter Direktzahlungen abnehmen, in das 1. Dezil-Intervall fallen. Die Auswertung zeigt auch, dass das Mittelvolumen für die Umverteilungsprämie, d.h. die Förderung für die ersten Hektare, in beiden Reformszenarien nahezu gleichmäßig über die einzelnen Dezil-Intervalle verteilt ist.<sup>22</sup> Die Spannweite der Anteile

am Mittelvolumen in den einzelnen Dezil-Intervallen liegt hier zwischen 9,0 und 10,9 %.

Tabelle 3 zeigt die Gini-Koeffizienten des Gewinns und dessen einzelner Bestandteile sowie die im vorangegangenen Kapitel beschriebenen ergänzenden Verteilungsparameter nach Gleichung (5). Der Anteil der Direktzahlungen der ersten Säule am Gewinn im Szenario DZ2013 beträgt 47,7 % (Spalte 1), während der entsprechende Anteil des Markteinkommens 35,7 % ausmacht. Die Direktzahlungen der zweiten Säule haben einen Anteil von etwa 17 % am Gewinn. Im Vergleich zur Referenzsituation nimmt in den beiden alternativen Gewinnsituationen der Anteil der Direktzahlungen der ersten Säule am Gewinn ab, was durch den Rückgang des Direktzahlungsvolumens<sup>23</sup> in Deutschland bedingt ist.

Die Gini-Koeffizienten (Spalte 2 der Tabelle 3) für das Markteinkommen liegen in allen drei betrachteten Situationen über 1, was auf eine größere Anzahl

<sup>22</sup> Ergebnisse zur Verteilung der einzelnen Komponenten der Direktzahlungen der ersten Säule in der Situation des Direktzahlungssystems nach dem AMK-Beschluss sowie im Direktzahlungssystem mit maximaler Umverteilung werden aus Platzgründen nicht in Tabelle 2 dar-

gestellt. Sie können aber von den Autoren auf Anfrage zur Verfügung gestellt werden.

<sup>23</sup> Der Rückgang des Direktzahlungsvolumens in Deutschland ist durch die EU-weite Konvergenz sowie die Umschichtung von 4,5 % der Direktzahlungen in die zweite Säule zu erklären.

negativer Werte bei dieser Variable hinweist. So haben in der Stichprobe etwa 30 % aller Haupterwerbsbetriebe ein negatives Markteinkommen. Für die Direktzahlungen der ersten Säule geht der Gini-Koeffizient nach dem AMK-Beschluss leicht zurück. Das postulierte Ziel einer Verringerung der Ungleichverteilung der Direktzahlungen wird demnach zumindest in der Tendenz erreicht, allerdings ist die Ungleichverteilung weiterhin hoch.

Der Zusammenhang zwischen der Höhe der Direktzahlungen und dem Gewinn bzw. dessen Rangzahl ist positiv (Spalte 3) und enger für die Direktzahlungen aus der ersten als aus der zweiten Säule. Die Stärke dieses Zusammenhangs ist beim Direktzahlungssystem nach dem AMK-Beschluss geringer als in der Referenzsituation und am geringsten im Szenario UMVT. Die Abnahme ist unter anderem mit der Einführung der Förderung der ersten Hektare als Bestandteil der Direktzahlungen der ersten Säule zu begründen. Insbesondere im Szenario UMVT zählt dieses Element neben der Basisprämie zu den Hauptbestandteilen der Direktzahlungen der ersten Säule (siehe auch Tabelle 4).

Die Konzentrationskoeffizienten sind für die Direktzahlungen geringer als der Gini-Koeffizient des Gewinns (Spalte 4). Folglich verringern sie die Streuung des Gewinns, während das Markteinkommen die Streuung vergrößert. Dieser Zusammenhang wird besonders bei der Betrachtung der Gini-Elastizität deutlich. Ein (einprozentiger) Anstieg der Markteinkommen würde demnach die Streuung des Gewinns erhöhen. Im Gegensatz dazu würde ein Anstieg (eine Verringerung) der Direktzahlungen der ersten und der zweiten Säule die Streuung des Gewinns verringern (vergrößern). Die Direktzahlungen der ersten Säule weisen dabei eine absolut höhere Elastizität auf als jene der zweiten Säule. Die Ergebnisse zeigen ebenfalls, dass die Gini-Elastizität für die Direktzahlungen der ersten Säule im Direktzahlungssystem nach dem AMK-Beschluss größer ist als in der Referenzsituation und am größten im Szenario der maximalen Umverteilung. Der streuungsmindernde Effekt der Direktzahlungen der ersten Säule, bezogen auf den Gewinn, ist demzufolge im Szenario der maximalen Umverteilung am größten. Die Ursachen hierfür sind, dass die Direktzahlungen der ersten Säule in diesem Szenario

**Tabelle 4. Dekomposition des Gini-Koeffizienten für den Gewinn in landwirtschaftlichen Haupterwerbsbetrieben nach einzelnen Instrumenten der ersten Säule**

|                  | (1)<br>Anteil am<br>Gewinn (in %)<br>( $S_k$ ) | (2)<br>Gini-Koeffizient<br>( $G_k$ ) | (3)<br>Gini-Korrelation<br>( $R_k$ ) | (4)<br>Konzentrations-<br>koeffizient<br>( $C_k$ ) | (5)<br>Gini-Elastizität<br>( $\epsilon_k$ ) |
|------------------|--|--------------------------------------|--------------------------------------|--|---|
| <b>GEW_AMK_B</b> |  |                                      |                                      |  |   |
| Markteinkommen   | 37,6   | 1,231                                | 0,797                                | 0,981  | 0,404                                       |
| Erste Säule      |  |                                      |                                      |  |   |
| Basisprämie      | 27,5   | 0,449                                | 0,407                                | 0,182  | -0,169                                      |
| Greening         | 13,4   | 0,449                                | 0,407                                | 0,182  | -0,082                                      |
| Erste Hektare    | 3,7  | 0,145                                | 0,218                                | 0,032  | -0,034                                      |
| Junglandwirte    | 0,3  | 0,963                                | 0,145                                | 0,139  | -0,002                                      |
| Zweite Säule     | 17,5   | 0,559                                | 0,285                                | 0,159  | -0,116                                      |
| Gewinn           |  | 0,473                                | 1,000                                | 0,473  | 0,000                                       |
| <b>GEW_UMVT</b>  |  |                                      |                                      |  |   |
| Markteinkommen   | 37,7   | 1,231                                | 0,843                                | 1,037  | 0,473                                       |
| Erste Säule      |  |                                      |                                      |  |   |
| Basisprämie      | 15,7   | 0,449                                | 0,303                                | 0,136  | -0,111                                      |
| Greening         | 13,5   | 0,449                                | 0,303                                | 0,136  | -0,095                                      |
| Erste Hektare    | 15,2   | 0,166                                | 0,222                                | 0,037  | -0,140                                      |
| Junglandwirte    | 0,3  | 0,963                                | 0,126                                | 0,121  | -0,002                                      |
| Zweite Säule     | 17,6   | 0,559                                | 0,237                                | 0,133  | -0,125                                      |
| Gewinn           |  | 0,460                                | 1,000                                | 0,460  | 0,000                                       |

Anmerkungen: siehe Tabelle 3

Quelle: eigene Berechnungen



sowohl die geringste Streuung aufweisen ( $G_k = 0,352$ ) als auch die geringste positive Korrelation mit dem Gewinn ( $R_k = 0,290$ ) und damit auch den geringsten Konzentrationskoeffizienten ( $C_k = 0,102$ ).

Die Gini-Koeffizienten für den Gewinn liegen je nach Szenario bei 0,460 und 0,473. Auffallend ist, dass im Vergleich zur Referenzsituation der Gini-Koeffizient des Gewinns beim Direktzahlungssystem nach dem AMK-Beschluss geringfügig ansteigt, der Gewinn nach der Reform also ungleicher verteilt ist. Es erscheint zunächst verwunderlich, weist doch die Gini-Elastizität der Direktzahlungen der ersten Säule nach dem AMK-Beschluss absolut höhere Werte auf als in der Referenzsituation. *Ceteris paribus* würden sie daher den Gini-Koeffizienten des Gewinns stärker reduzieren. Als Grund für den Anstieg des Gini-Koeffizienten kann wiederum der Rückgang des Direktzahlungsvolumens in Deutschland nach der Agrarreform 2013 aufgeführt werden. Dieser Effekt wird offensichtlich nicht durch die Neugestaltung der Direktzahlungen im Szenario AMK\_B kompensiert, während die stärkere Umverteilung im Szenario UMVT zu einer Verringerung der Streuung des Gewinns im Vergleich zur Referenzsituation führt.

Abschließend soll auf die Wirkungen der einzelnen Bestandteile der Direktzahlungen der ersten Säule auf die Streuung des Gewinns näher eingegangen werden. Hierfür wird erneut der Gini-Koeffizient gemäß Gleichung (5) zerlegt, wobei die Basisprämie, die Greening-Prämie, die Prämie für die ersten Hektare sowie die Förderung der Junglandwirte explizit berücksichtigt werden. Im Vergleich zum Direktzahlungssystem nach dem AMK-Beschluss steigt im Direktzahlungssystem mit der maximalen Umverteilung der Anteil der Förderung der ersten Hektare deutlich an, während der Anteil der Basisprämie entsprechend absinkt. Wie bereits erwähnt, ist die Förderung der ersten Hektare am gleichmäßigsten über die einzelnen Betriebe verteilt. Die Gini-Koeffizienten für die Basisprämie und die Greening-Prämie weisen dieselbe Höhe auf, da deren relative Verteilungen aufgrund ihrer Berechnung identisch sind.<sup>24</sup> Alle aufgeführten Bestandteile der Direktzahlungen der ersten Säule sind positiv mit dem Gewinn korreliert, insbesondere die Basisprämie und die Greening-Prämie (Spalte 3). Da für alle Bestandteile auch der Konzentrationskoeffizient

unterhalb des Gini-Koeffizienten des Gewinns liegt, verringern sie die Streuung des Gewinns.

Im Direktzahlungssystem gemäß dem AMK-Beschluss weist die Basisprämie absolut die höchste (negative) Gini-Elastizität auf, was auch durch ihren hohen Anteil am Gewinn erklärt werden kann. Durch die Verschiebung von Mitteln der Basisprämie in die Förderung der ersten Hektare steigt deren Gini-Elastizität im Szenario UMVT absolut deutlich an (von -0,034 auf -0,140). In diesem Szenario sind die Anteile der beiden Bestandteile am Gewinn etwa gleich hoch (15,7 bzw. 15,2 %), und die Förderung der ersten Hektare besitzt somit erwartungsgemäß einen deutlich größeren streuungsmindernden Effekt bezüglich des Gewinns als die Basisprämie.

### 5.3 Einfluss der Stichprobenabgrenzung

Wegen der Schwierigkeiten, einen geeigneten Einkommensindikator für Betriebe mit unterschiedlichen Erwerbs- oder Rechtsformen zu finden, beschränkt sich unsere Analyse in Kapitel 5.2 auf die landwirtschaftlichen Haupterwerbsbetriebe. Angesichts der in Deutschland relativ hohen Bedeutung von eher kleineren Nebenerwerbsbetrieben auf der einen Seite und den durchschnittlich deutlich größeren juristischen Personen auf der anderen Seite stellt sich dabei die Frage, ob die Ergebnisse aus der quantitativen Verteilungsanalyse auf Basis der Haupterwerbsbetriebe zumindest in der Tendenz auch für die Grundgesamtheit aller Betriebe Bestand haben. Um den Einfluss dieser Betriebsauswahl auf die Ergebnisse abzuschätzen, wurden daher Variationsrechnungen mit unterschiedlichen Stichprobenabgrenzungen durchgeführt.

Für die Stichprobe der Haupt- und Nebenerwerbsbetriebe in den Rechtsformen Einzelunternehmen und Personengesellschaften sowie unter Berücksichtigung des außerlandwirtschaftlichen Einkommens liegt die Bedeutung der Direktzahlungen der ersten Säule am Einkommen etwas niedriger (etwa 5 Prozentpunkte). Die Streuung der Direktzahlungen der ersten Säule ( $G = 0,463$ ) und die Streuung des Einkommens ( $G = 0,470$ ) sind im Szenario DZ2013 hingegen nur geringfügig größer als bei der Stichprobe der Haupterwerbsbetriebe. Bezüglich der Dekomposition des Gini-Koeffizienten und der Gini-Elastizitäten sind die Ergebnisse ebenfalls relativ ähnlich.<sup>25</sup> Auch für diese Stichprobe wird die Verteilung der Direkt-

<sup>24</sup> Sowohl Basisprämie als auch Greening-Prämie sind als einheitlicher Betrag pro Hektar LF definiert. Hierbei zeigt sich beim Gini-Koeffizienten als relatives Streuungsmaß die Invarianz gegenüber relativen Transformationen.

<sup>25</sup> Aus Platzgründen sind für die alternativen Stichprobenabgrenzungen hier nur die Kernergebnisse dargestellt. Differenzierte Ergebnisse sind auf Anfrage bei den Autoren verfügbar.

zahlungen der ersten Säule als Folge des AMK-Beschlusses etwas gleicher ( $G = 0,448$ ), während die Verteilung des Einkommen etwas ungleicher wird ( $G = 0,477$ ).

Schließlich wurden auch Berechnungen für landwirtschaftliche Betriebe aller Rechtsformen durchgeführt, d.h. neben Einzelunternehmen und Personengesellschaften außerdem die juristischen Personen. Letztere sind durch eine große Flächenausstattung gekennzeichnet (vgl. BMEL, 2015: 157) und empfangen daher pro Betrieb eine vergleichsweise hohe Summe an Direktzahlungen. Dementsprechend wird bei einer derartigen Stichprobenabgrenzung die Verteilung der Direktzahlungen zwischen den Betrieben deutlich ungleicher ( $G = 0,598$ ). Da sich bei Betrieben mit unterschiedlichen Rechtsformen die Anteile nicht entlohnter Arbeitskräfte unterscheiden, dient in der Regel der Gewinn plus Personalaufwand je Arbeitskraft als Einkommensindikator (BMEL, 2015: 5). Für diese Stichprobe aller Testbetriebe weist die Streuung dieses Maßstabs ( $G = 0,467$ ) im Szenario DZ2013 ähnliche Werte auf wie der Maßstab „Gewinn je Betrieb“ für die Haupterwerbsbetriebe ( $G = 0,463$ ). Auch für die Stichprobe aller Betriebe wird die Verteilung der Direktzahlungen der ersten Säule als Folge des AMK-Beschlusses etwas gleicher ( $G = 0,581$ ), während die Verteilung des relevanten Einkommensindikators (hier also der Gewinn plus Personalaufwand je Arbeitskraft) etwas ungleicher wird ( $G = 0,476$ ). Im Szenario UMVT ergibt sich eine deutliche Reduktion der Ungleichverteilung der Direktzahlungen ( $G = 0,495$ ), aber nur eine leichte Reduktion des Gini-Koeffizienten für das Einkommen ( $G = 0,453$ ).

## 6 Diskussion und Schlussfolgerungen

Für die Analyse wurden einige vereinfachende Annahmen getroffen (vgl. Kapitel 4), die einen Einfluss auf die Ergebnisse haben können. Insbesondere wurde unterstellt, dass sich die Betriebsorganisation und Produktionsstruktur in den Szenarien nicht ändert. DEPPERMAN et al. (2014) zeigen, dass die Vernachlässigung möglicher betrieblicher Anpassungsreaktionen an eine Veränderung der Rahmenbedingungen zu einer Überschätzung der Größenordnung von Verteilungswirkungen führen kann. Allerdings wird die Wirkungsrichtung der Verteilungseffekte korrekt abgeschätzt und damit deren grundsätzliche Interpretation nicht beeinflusst. Zudem ist dieser Effekt in Szenarien,

in denen sich im Wesentlichen nur die Ausgestaltung der Direktzahlungen ändert, vergleichsweise klein (DEPPERMAN et al., 2014).

Eine weitere Herausforderung für die Analyse stellt die heterogene Struktur der deutschen Landwirtschaft, mit Nebenerwerbsbetrieben und Haupterwerbsbetrieben sowie Einzelunternehmen, Personengesellschaften und juristischen Personen, dar. Aufgrund der eingeschränkten Vergleichbarkeit von Einkommensindikatoren für unterschiedliche Rechtsformen und der großen Bedeutung von außerlandwirtschaftlichen Einkommen in Nebenerwerbsbetrieben haben wir uns im vorliegenden Beitrag auf die Gruppe landwirtschaftlicher Haupterwerbsbetriebe konzentriert. Variationsrechnungen mit unterschiedlichen Stichprobenabgrenzungen und Einkommensindikatoren (siehe Kapitel 5.3) führen jedoch zu vergleichbaren Ergebnissen.

Vor diesem Hintergrund lässt sich damit trotz der aufgeführten Einschränkungen festhalten, dass die GAP-Reform 2013 und ihre nationale Umsetzung in Deutschland nach dem AMK-Beschluss vom November 2013 die relative Ungleichverteilung der Direktzahlungen geringfügig reduziert; sie führt jedoch nicht zu einer Reduzierung der relativen Ungleichverteilung der Einkommen. Dieses Ergebnis mag zunächst überraschend wirken, denn die Verteilungsanalyse der einzelnen Komponenten der Direktzahlungen zeigt, dass die neu eingeführte Umverteilungsprämie (Förderung der ersten Hektare) im Reformszenario AMK\_B einen (wenn auch relativ geringen) streuungsmindernden Effekt aufweist. Dass sich die relative Ungleichverteilung der Einkommen nicht verringert, ist im Wesentlichen auf zwei Umstände zurückzuführen: Zum einen existierte mit der Modulation bereits vor der Agrarreform 2013 ein größenabhängiges Element bei der Ausgestaltung der Direktzahlungen. Dieses Element wurde mit der Reform abgeschafft. Wie die schematische Analyse in Kapitel 3 zeigt hat, ist daher der Nettoeffekt, d.h. der zusätzliche streuungsmindernde Effekt der Umverteilungsprämie im Vergleich zur Modulationsregel, gering. Der Wegfall der Modulation wurde in den öffentlichen politischen Diskussionen zu den Verteilungswirkungen der GAP-Reform 2013 jedoch sowohl auf EU- als auf deutscher Ebene – bewusst oder unbewusst – kaum thematisiert. Zum zweiten gehen durch die Reform die für die Direktzahlungen zur Verfügung stehenden Finanzmittel aufgrund der Budgetkürzung sowie der Umschichtung in die zweite Säule zurück. Da alle Komponenten der Direktzahlungen der ersten Säule

zu einer Verringerung der Ungleichverteilung der Einkommen beitragen (vgl. Kapitel 5.2), führt dies *ceteris paribus* zu einer stärkeren Ungleichverteilung. Die gegenüber der Modulationsregel zusätzliche streuungsmindernde Wirkung der Umverteilungsprämie reicht offensichtlich nicht aus, diesen Effekt zu kompensieren. Die Basisprämie und die Greening-Prämie bleiben im Szenario AMK\_B im Hinblick auf den Anteil am Gewinn die dominierenden Instrumente der ersten Säule.

Dabei hätte die mit der Reform eingeführte Option einer größenabhängigen Umverteilungsprämie grundsätzlich das Potenzial gehabt, eine stärkere Gleichverteilung des Einkommens zu erreichen: So liegt der Gini-Koeffizient für das Einkommen im Szenario UMVT, welches die volle Ausschöpfung der Spielräume für die Umverteilungsprämie unterstellt, etwas niedriger als in der Referenzsituation. Durch die Erhöhung der finanziellen Mittel für die Förderung der ersten Hektare steigt der Anteil dieser Direktzahlungskomponente am Gewinn annähernd auf das Niveau der Basisprämie. Der streuungsmindernde Effekt der Förderung der ersten Hektare liegt dann deutlich höher (Gini-Elastizität = -0,140) als im Szenario AMK\_B (Gini-Elastizität = -0,034). Auch für dieses Szenario sind jedoch die Effizienz und die Effektivität einer größenabhängigen Umverteilungsprämie im Hinblick auf das Ziel einer ausgeglicheneren Einkommensverteilung begrenzt. Die Analysen bestätigen auch quantitativ, dass das Einkommen nicht nur von der Größe eines Betriebes abhängt, sondern andere Faktoren häufig eine viel bedeutendere Rolle spielen, wie zum Beispiel die Betriebsausrichtung, die jeweiligen Standortfaktoren und die Managementfähigkeiten eines Betriebsleiters.

Die Ergebnisse zeigen auch auf, wie komplex die Zusammenhänge von Direktzahlungen, Einkommen und Einkommensverteilung sind. So sind alle aufgeführten Bestandteile der Direktzahlungen der ersten Säule positiv mit dem Gewinn korreliert, insbesondere die Basisprämie und die Greening-Prämie. Das bedeutet, dass Betriebe mit höheren Gewinnen in der Regel auch höhere Direktzahlungen erhalten, sodass die landläufige Einordnung der Verteilung der Direktzahlungen als „ungerecht“ auf den ersten Blick auch für ihre Wirkung auf die Einkommensverteilung zu gelten scheint. Gleichzeitig zeigen jedoch die Analysen, dass für alle Direktzahlungskomponenten der jeweilige Konzentrationskoeffizient unterhalb des Gini-Koeffizienten des Gewinns liegt. Dies zeigt, dass grundsätzlich alle Instrumente der ersten Säule zu einer Verrin-

gerung der Ungleichverteilung der Einkommen beitragen, wobei die Stärke dieses Effekts je nach Instrument variiert. Eine Reduktion der Direktzahlungen würde damit *ceteris paribus* die Ungleichheit der Einkommen erhöhen. Eine Erhöhung der Direktzahlungen wäre jedoch, wie die geringen Werte für die Gini-Elastizitäten zeigen, kein effektives Instrument zur Reduktion der Ungleichverteilung der Einkommen.

Das Thema der Verteilungs- und Einkommensgerechtigkeit in Verbindung mit der Betriebsgröße wird in den Diskussionen zur Weiterentwicklung der EU-Agrarpolitik unserer Einschätzung nach weiterhin eine wichtige Rolle spielen; möglicherweise wird dieses Thema sogar noch an Bedeutung zunehmen, da sich mit der Aufsplittung der Direktzahlungen der ersten Säule auf einzelne Ziele (z.B. Greening-Prämie für Umweltschutz und Junglandwirteförderung für agrarstrukturelle Ziele) die Zuordnung der Basisprämie zum Einkommensziel manifestiert hat. Hierbei gibt es eine Reihe von Herausforderungen, die sich aufgrund ihrer häufig normativen Art insbesondere für die Politik stellen. Die Definition und Abgrenzung eines operablen Maßstabs und damit einer Zielgröße für das Einkommen ist dabei nicht nur aufgrund der traditionell großen Bedeutung des Haushaltseinkommens gegenüber dem Einkommen aus der Landwirtschaft schwierig. Auch die gerade in Deutschland vielfältigen Strukturen in der Landwirtschaft, mit Nebenerwerbsbetrieben und Haupterwerbsbetrieben sowie Einzelunternehmen, Personengesellschaften und juristischen Personen einschließlich des Trends zu „neuen“ Unternehmensformen in der Landwirtschaft erschweren eine einheitliche und sachgerechte Abgrenzung eines Einkommensziels erheblich.

Quantitative Ex-ante-Analysen mit den in diesem Artikel verwendeten methodischen Ansätzen können in diesem Kontext die Politikgestaltung unterstützen und zu einer effektiveren und effizienteren Zielverfolgung beitragen. Sie können jedoch nicht die in diesem Artikel nur gestreifte Diskussion zur Legitimation eines spezifischen Einkommens- und Verteilungsziels für die Landwirtschaft ersetzen.

## Literatur

- AMK (Agrarministerkonferenz) (2013): Vorläufiges Ergebnisprotokoll der Agrarministerkonferenz am 4. November 2013 in München. In: [http://db.zs-intern.de/uploads/1383605278-AMK\\_Protokoll\\_04-11-2013.pdf](http://db.zs-intern.de/uploads/1383605278-AMK_Protokoll_04-11-2013.pdf).
- BAISAKOVA, N. und T. HERZFELD (2014): Aspekte der Agrarpolitik 2013. In: German Journal of Agricultural Economics 63 (Supplement): 1-11.

- BERREBI, Z.M. und J. SILBER (1985): The Gini Coefficient and Negative Income: A Comment. In: *Oxford Economic Papers* 37 (3): 525-526.
- BMEL (2015): Die wirtschaftliche Lage der landwirtschaftlichen Betriebe. Buchführungsergebnisse der Testbetriebe, Wirtschaftsjahr 2013/14. Bonn.
- BOISVERT, R.N. und C. RANNEY (1990): Accounting for the importance of non-farm income on farm family income inequality in New York. In: *Northeastern Journal of Agricultural Economics* 19 (1): 1-11.
- CHEN, C.-N., T.-W. TSAUR und T.-S. RHAH (1982): The Gini Coefficient and Negative Income. In: *Oxford Economic Papers* 34 (3): 473-478.
- DEPPERMANN, A., H. GRETHE und F. OFFERMANN (2014): Distributional effects of CAP liberalisation on western German farm incomes: an ex-ante analysis. In: *European Review of Agricultural Economics* 41 (4): 605-626.
- ECKEY, H.-F., R. KOSFELD und M. TÜRCK (2008): Statistik. Grundlagen – Methoden – Beispiele. 5. Auflage. Gabler-Verlag, Wiesbaden.
- EL BENNI, N. und B. LEHMANN (2011): Der Einfluss von Direktzahlungen auf die Einkommensverteilung in der Schweizer Landwirtschaft zwischen 1990 und 2009. Untersuchung zuhanden des Bundesamts für Landwirtschaft (BLW). BLW, Bern.
- EL BENNI, N. und R. FINGER (2013): The effect of agricultural policy reforms on income inequality in Swiss agriculture – An analysis for valley, hill and mountain regions. In: *Journal of Policy Modeling* 35 (4): 638-651.
- EU-KOMMISSION (2010): Die GAP bis 2020: Nahrungsmittel, natürliche Ressourcen und ländliche Gebiete – die künftigen Herausforderungen. In: <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=COM:2010:0672:FIN:de:pdf>.
- FINDEIS, J.L. und V.K. REDDY (1987): Decomposition of income distribution among farm families. In: *Northeastern Journal of Agricultural Economics* 16 (2): 165-173.
- FORSTNER, B., C. DEBLITZ, W. KLEINHANß, H. NIEBERG, F. OFFERMANN, N. RÖDER, P. SALAMON, J. SANDERS und P. WEINGARTEN (2012): Analyse der Vorschläge der EU-Kommission vom 12. Oktober 2011 zur künftigen Gestaltung der Direktzahlungen im Rahmen der GAP nach 2013. Braunschweig: vTI, 79; 24 p, Arbeitsber vTI-Agrarökonomie 2012/04. vTI, Braunschweig.
- ISERMAYER, F. (2012): Erst die Mittel, dann das Ziel?: Wie sich die EU-Agrarpolitik in eine Sackgasse manövriert und wie sie dort wieder herauskommen kann. In: *Locumer Prot* 05/12: 19-62.
- (2014): Künftige Anforderungen an die Landwirtschaft – Schlussfolgerungen für die Agrarpolitik. Thünen Working Paper 30. Johann Heinrich von Thünen-Institut, Braunschweig.
- KEENEY, M. (2000): The distributional impact of direct payments on Irish farm incomes. In: *Journal of Agricultural Economics* 51 (2): 252-263.
- KIRSCHKE, D., U. KOESTER und A. HÄGER (2014): Ist die EU-Agrarpolitik ihr Geld wert? In: *Agra-Europe, Sonderbeilage* 1/2/14 vom 6.1.2014: 1-5.
- LERMAN, R.I. und S. YITZHAKI (1985): Income inequality effects by income source: a new approach and applications to the United States. In: *The Review of Economics and Statistics* 67 (1): 151-156.
- MISHRA, A., H. EL-Osta und J.M. Gillespie (2009): Effect of agricultural policy on regional income inequality among farm households. In: *Journal of Policy Modeling* 31 (3): 325-340.
- MOREDDU, C. (2011): Distribution of Support and Income in Agriculture. OECD Food, Agriculture and Fisheries Papers 46. OECD Publishing, Paris.
- PODDER, N. (1993): The disaggregation of the Gini coefficient by factor components and its applications to Australia. In *Review of Income and Wealth* 39 (1): 51-61.
- PYATT, G., C. CHEN und J. FEI (1980): The distribution of income by factor components. In: *Quarterly Journal of Economics* 95 (3): 451-473.
- RÖDER, N., B. OSTERBURG, T.G. SCHMIDT, T. DE WITTE und B. GOLLA (2014): Greening der GAP – Inhalt, Relevanz und Wechselwirkungen. In: *Die Umsetzung der GAP-Reform: Stand der Umsetzung, Auswirkungen, Handlungserfordernisse*. Evangelische Akademie, Rehbürg-Loccum: 89-109.
- SEVERINI, S. und A. TANTARI (2013a): The impact of agricultural policy on farm income concentration: the case of regional implementation of the CAP direct payments in Italy. In: *Agricultural Economics* 44 (3): 275-286.
- (2013b): The effects of EU farm payments policy and its recent reform on farm income inequality. In: *Journal of Policy Modelling* 35 (2): 221-227.
- VAN DE VEN, J. (2001): Distributional limits and the Gini coefficient. In: *Research Paper Number 776*, University of Melbourne, Department of Economics: 1-24.

Kontaktautor:

**DR. FRANK OFFERMANN**

Thünen-Institut für Betriebswirtschaft  
 Bundesallee 50, 38116 Braunschweig  
 E-Mail: frank.offermann@thuenen.de