https://doi.org/10.20378/irbo-51526

Selektives Produktionspostponement in Mode-Supply-Chains für risikoaverse Entscheidungsträger

Michael Oberländer

Fakultät für Wirtschaftswissenschaften,
Universität Regensburg, 93040 Regensburg,
michael.oberlaender@wiwi.uni-regensburg.de

Zusammenfassung
Aus einem Modesortiment soll eine Teilmenge von Artikeln selektiert werden, die auf einer Quick-Response-Kapazität, die nur in begrenztem Ausmaß zur Verfügung steht, produziert werden soll. Der Vorteil dieser Quick-Response-Produktion liegt darin, dass der Produktionsbeginn zeitlich näher an der Eröffnung der Verkaufssaison liegt und somit bereits bessere Prognosen für die Saisonnachfrage vorliegen als dies beim Beginn der Produktion der restlichen Artikel der Fall ist. Welche Artikel sollen nun aber für ein solches Produktionspostponement ausgewählt werden? Es existiert bereits ein Präferenzindexverfahren um diesem Problem für risikoneutrale Entscheidungsträger eine Lösung zuzuführen. Für risikoaverse Entscheidungsträger wurde dieses Selektionsproblem aber noch nicht allgemein gelöst. Es wird nun das für den risikoneutralen Fall vorhandene heuristische Verfahren in geeigneter Form erweitert, um es für Entscheidungsträger mit beliebig starken Ausprägungen von Risikoaversion nutzbar zu machen. Das angepasste Verfahren wird anhand einer konkreten Beispielrechnung demonstriert und mit der Vorgehensweise bei neutraler Risikoeinstellung verglichen. Die Güte der heuristischen Lösungen wird schließlich mittels Monte-Carlo-Simulationen beurteilt.

1 Einleitung

Modeprodukte sind allgemein gekennzeichnet durch kurze Produktlebenszyklen, eine große Variantenvielfalt und eine hohe Volatilität der Saisonnachfrage. Dies bedingt hohe Absatzrisikokosten, die als Überdeckungskosten (bei Angebotsüberschuss) oder Unterdeckungskosten (bei Nachfrageüberschuss) in Erscheinung treten. Nicht nur, aber insbesondere in der Bekleidungsindustrie wird die Möglichkeit zur Beschaffung und Produktion aus bzw. in Niedriglohnländern stark genutzt. Der Einsatz dieser wenig agilen Beschaffungs- oder Produktionskapazitäten erhöht aber wiederum die eingangs erwähnten Absatzrisikokosten, da auf verbesserte Nachfrageprognosen, die mit näher rückender Verkaufssaison verfügbar werden, nicht mehr reagiert werden kann. Kommen dagegen reaktionsschnelle, absatzmarktnahe, aber unter Umständen nur in begrenztem Ausmaß zur Verfügung stehende Quick-Response-Kapazitäten (Reaktivkapazitäten) zum Einsatz, kann das Absatzrisiko reduziert werden. Für Unternehmen stellt sich also die Frage, welche Artikel eines Modesortiments auf langsameren Produktionskapazitäten und welche auf Reaktivkapazitäten (Produktionspostponement) produziert werden sollen.

DIRUF entwickelte eine auf dem Newsvendor-Modell fußende Heuristik, mit deren Hilfe diejenigen Artikel eines Modesortimentes ausgewählt werden können, für deren Produktion die knappe Reaktivkapazität genutzt werden soll.[1] Die Zielsetzung war dabei die Maximierung der Gewinnerwartung; es wurden also risikoneutrale Entscheidungsträger vorausgesetzt. Zusätzlich sollen nun aber Entscheidungsträger betrachtet werden, welche ein risikoaverses Verhalten an den Tag legen. Speziell zum Newsvendor-Modell gibt es zahlreiche Erweiterungen, welche alternative Risikopräferenzen berücksichtigen. Bereits LAU diskutierte verschiedene Optimierungsvorschriften für das Newsvendor-Modell.[2] Für die folgenden Betrachtungen soll die Risikoaversion durch die Anwendung des Bernoulli-Prinzips mit einer exponentiellen Risikonutzenfunktion modelliert werden, welche sich im Zusammenhang mit dem Newsvendor-Modell als besonders gut geeignet erwiesen hat.[3] Schon EECKHOUDT ET AL. führten für das Newsvendor-Modell konkrete Berechnungen mit einer exponentiellen Risikonutzenfunktion durch, unterstellten aber eine sehr einfache Zwei-Punkt-Verteilung für die Saisonnachfrage.[4] Zuletzt nutzte VAN MIEGHEM eine exponentielle Risikonutzenfunktion in Kombination mit dem Newsvendor-Modell um die optimale Verteilung von Ressourcen in Netzwerken zu bestimmen.[5]

Betrachtet man nur einen einzelnen Artikel, so kann gezeigt werden, dass mit wachsender Risikoaversion das Verbesserungspotenzial von der Produktion auf Quick-Response-Kapazitäten gegenüber der Produktion auf Low-Cost-Kapazitäten progressiv

1 Vgl. Diruf (2001), Diruf (2007).

2 Vgl. Lau (1980). Einen ausführlichen Literaturüberblick gibt Khouja (1999).

3 Vgl. Oberländer (2008), S. 126-175.

4 Vgl. Eeckhoudt et al. (1995).

5 Vgl. Mieghem (2007).

höher bewertet wird.[6] Wie das klassische Newsvendor-Problem grundsätzlich sowohl für risikoneutrale als auch für risikoaverse Entscheidungsträger gelöst werden kann wird in Abschnitt 2 kurz erläutert. Für das eingangs skizzierte Entscheidungsproblem, bei dem aus einem Sortiment eine Auswahl an Artikeln für die Produktion auf einer nur begrenzt zur Verfügung stehenden Reaktivkapazität getroffen werden muss, wird in Abschnitt 3 eine erweiterte Heuristik entwickelt und diskutiert, die das Problem für risikoaverse Entscheidungsträger löst. Das neue Verfahren wird anhand einer konkreten Beispielrechnung demonstriert und mit der Vorgehensweise bei neutraler Risikoeinstellung verglichen. Die Güte der heuristischen Lösungen wird schließlich mit Hilfe von Monte-Carlo-Simulationen beurteilt.

2 Das klassische Newsvendor-Problem

2.1 Lösung des klassischen Newsvendor-Problems für risikoneutrale Entscheidungsträger

Die Entscheidungssituation des klassischen Newsvendor-Problems lautet wie folgt: Für ein Modeprodukt ist vor Beginn der Verkaufssaison die optimale Produktions- oder Bestellmenge x_0 festzulegen. Wurde diese Menge einmal festgelegt, dann sind keine Nachbestellungen mehr möglich. Die Nachfrage während der Verkaufssaison wird mit r bezeichnet. Diese ist aus Sicht des Entscheidungszeitpunktes eine normalverteilte Zufallsvariable mit dem Mittelwert μ_0 und der Standardabweichung σ_0, was einen Variationskoeffizienten von $v_0 = \sigma_0 / \mu_0$ impliziert. Die entsprechende Dichtefunktion lautet φ_r, die Verteilungsfunktion Φ_r. Seien c die Herstell- bzw. Einkaufskosten pro Stück des betrachteten Modeprodukts und p der Stückpreis, mit dem es während der Verkaufssaison verkauft wird. Etwaige überschüssige Produktionsmengen $x_0 - r$ können nach dem Ende der Saison nur zu einem stark reduzierten Preis $p_ü$ verkauft werden. Es gilt $p_ü < c < p$. Die Preisreduzierungsspanne ergibt sich als $p_s = p - p_ü$. Der Stückdeckungsbeitrag $c_u = p - c$ kann auch als Fehlmengen- oder Unterdeckungskostensatz für jedes Stück nicht befriedigter Nachfrage interpretiert werden. Analog können Überdeckungskosten $c_ü = c - p_ü$ definiert werden für jedes nicht verkaufte Stück am Ende der Saison. Der Gewinn G_0 in Abhängigkeit von der realisierten Nachfrage r bei einer gewählten Bestellmenge x_0 kann dann wie folgt mathematisch formuliert werden:

$$G_0(r|x_0) = \begin{cases} (p - p_ü)r - (c - p_ü)x_0 = p_s r - c_ü x_0, & \text{für } r \le x_0 \\ (p - c)x_0 = c_u x_0 & \text{, für } r > x_0 \end{cases} \tag{1}$$

Der erwartete Gewinn ergibt sich als

$$E(G_0) = c_u \mu_0 - c_ü \sigma_0 z_0 - p_s \sigma_0 \Psi(z_0) \tag{2}$$

[6] Vgl. Oberländer (2008), S. 230-246.

mit der standardisierten Bestellmenge (dem „Zuschlagsfaktor“)

$$z_0 = \frac{x_0 - \mu_0}{\sigma_0} \tag{3}$$

und der Servicefunktion

$$\Psi(z) = \varphi(z) - z \cdot \Phi(-z) \tag{4}$$

wobei φ und Φ die Dichtefunktion bzw. Die Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung bezeichnen. Der erwartete Gewinn ist maximal für

$$z_0^* = \Phi^{-1}\left(\frac{c_u}{p_s}\right) = \Phi^{-1}\left(\omega_0^*\right). \tag{5}$$

Dabei kann das als *Critical Ratio* bezeichnete Verhältnis

$$\omega_0^* = \frac{c_u}{p_s} \tag{6}$$

interpretiert werden als relativer Stückdeckungsbeitrag oder als α-Servicegrad. Die optimale Bestell- oder Produktionsmenge ergibt sich dann als

$$x_0^* = \mu_0 + z_0^* \sigma_0 \tag{7}$$

und der maximale erwartete Gewinn

$$E\left(G_0^*\right) = E\left(G_0 \middle| z_0 = z_0^*\right) = p_s \mu_0 \left[\omega_0^* - v_0 \cdot \varphi\left(\Phi^{-1}\left(\omega_0^*\right)\right)\right] \tag{8}$$

lässt sich berechnen durch Einsetzen von Gleichung (5) in Gleichung (2).[7]

2.2 Lösung des klassischen Newsvendor-Problems für risikoaverse Entscheidungsträger

Das risikoaverse Verhalten eines Entscheidungsträgers wird im Folgenden abgebildet durch die Anwendung des Bernoulli-Prinzips mit einer exponentiellen Risikonutzenfunktion

$$u(G) = -e^{-d \cdot G}. \tag{9}$$

Verschiedene Ausprägungen von Risikoscheue können dabei durch den Risikoaversionskoeffizienten $d > 0$ modelliert werden. Je größer d gewählt wird, desto größer ist die dadurch repräsentierte Risikoscheue.

---

7 Zur Berechnung der optimalen Bestellmenge für das Newsvendor-Problem vgl. beispielsweise Lau (1980), S. 529 oder Simchi-Levi et al. (2005), S. 120.

Die Nutzenfunktion angewandt auf den Gewinn (1) im klassischen Newsvendor-Modell ergibt

$$u\left[G_0\left(r|x_0\right)\right]=\begin{cases}-e^{-d\left(p_s r - c_{ü} x_0\right)}, & \text{für } r \le x_0\\ -e^{-dc_u x_0}, & \text{für } r > x_0.\end{cases} \tag{10}$$

Der sich daraus ergebende Erwartungsnutzen[8]

$$E\left[u\left(G_0\right)\right]=\int_{-\infty}^{+\infty} u\left[G_0\left(r|x_0\right)\right]\varphi_r\left(r\right)\mathrm{d}r \tag{11}$$

kann in Abhängigkeit von der standardisierten Bestellmenge z_0 berechnet werden als

$$\begin{aligned}&E\left[u\left(G_0\right)\right]=\\&-e^{-dc_u\left(\mu_0+z_0\sigma_0\right)}\cdot\left[e^{\frac{1}{2}d^2p_s^2\sigma_0^2+dp_s z_0\sigma_0}\cdot\Phi\left(z_0+dp_s\sigma_0\right)+\Phi\left(-z_0\right)\right].\end{aligned} \tag{12}$$

Die erste Ableitung des Erwartungsnutzens nach z_0 ergibt

$$\begin{aligned}&\frac{\partial E\left[u\left(G_0\right)\right]}{\partial z_0}=\\&-e^{-dc_u\left(\mu_0+z_0\sigma_0\right)}\cdot\left\{e^{\frac{1}{2}d^2p_s^2\sigma_0^2+dp_s z_0\sigma_0}\left[dc_{ü}\sigma_0\Phi\left(z_0+dp_s\sigma_0\right)+\varphi\left(z_0+dp_s\sigma_0\right)\right]\right.\\&\left.-dc_u\sigma_0\Phi\left(-z_0\right)-\varphi\left(z_0\right)\right\}.\end{aligned} \tag{13}$$

Die optimale standardisierte Menge $z_{0,e}^*$ kann nun numerisch bestimmt werden durch Maximierung des Erwartungsnutzens (12) oder durch Auffinden der Nullstelle in (13). Die optimale Bestellmenge $x_{0,e}^*$ kann dann wieder gemäß (7) berechnet werden.

3 Optimale Selektion von Modeartikeln für die Produktion auf begrenzten Reaktivkapazitäten

3.1 Erweiterte Modellannahmen

Wir betrachten nun nicht mehr nur einen Artikel, sondern ein ganzes Modesortiment bestehend aus m Artikeln. Für jeden Artikel i (i = 1,…m) sind die erforderlichen Daten p_i, c_i und $p_{üi}$ gemäß Abschnitt 2.1 gegeben. Weiterhin gibt es nicht nur einen einzigen möglichen Zeitpunkt zur Produktion bzw. Bestellung der Artikelmengen, sondern zwei mögliche Bestellzeitpunkte t_0 und t_1. Für jeden Artikel kann die gewünschte Produktionsmenge entweder komplett zum frühen Zeitpunkt t_0 (Priorproduktion) oder zum späteren Zeitpunkt t_1 (Postponementproduktion) in Auftrag gegeben werden. Während die

8 Für eine ausführlichere Herleitung siehe Oberländer (2008), S. 160-162.

Produktionskapazität zum frühen Zeitpunkt t_0 unbeschränkt ist, stehen zum späteren Zeitpunkt t_1 nur begrenzte Reaktivkapazitäten mit einer Gesamtkapazität in Höhe von B zur Verfügung. Jedem Artikel i ist ein spezifischer Kapazitätsverbrauch b_i pro produziertem Stück zugeordnet. Für die Produktion auf den begrenzten Reaktivkapazitäten fallen keine höheren Stückkosten an und die Reaktivkapazitäten sind in dem Sinne variantenflexibel, dass jeder der m Artikel auf ihnen gefertigt werden kann.

Der Vorteil der Produktion zum späteren Zeitpunkt t_1 liegt darin, dass zu diesem Zeitpunkt bereits genauere Prognosen bezüglich der Nachfrageverteilung in der Verkaufssaison vorliegen. Präziser ausgedrückt: Zum frühen Zeitpunkt t_0 liegen Informationen über die Saisonnachfrage r_i nur in Form einer vergleichsweise ungenauen Priorprognose vor. Diese Priorprognose kann durch eine Normalverteilung beschrieben werden. Die Prior-Nachfrageerwartung für Artikel i wird mit μ_{0i} und die Prior-Nachfragestreuung mit σ_{0i} bezeichnet. Zum Zeitpunkt t_1, der näher am Beginn der Verkaufssaison liegt, hat sich die Nachfrageprognose deutlich verbessert. Diese verbesserte und ebenfalls normalverteilte Posteriorprognose ist gekennzeichnet durch die Posterior-Nachfrageerwartung μ_{1i} und die Posterior-Nachfragestreuung σ_{1i} für Artikel i. Der Grad der Prognoseverbesserung für jeden Artikel wird durch den Parameter α_i quantifiziert. Dieser Parameter stellt das Verhältnis der verbesserten Posterior-Nachfragestreuung σ_{1i} zur schlechteren Prior-Nachfragestreuung σ_{0i} dar:

$$\alpha_i = \frac{\sigma_{1i}}{\sigma_{0i}} \tag{14-1}$$

Je kleiner der Wert $\alpha_i \in [0;1]$ also ist, desto stärker hat sich die Nachfrageprognose zum Zeitpunkt t_1 im Vergleich zum Zeitpunkt t_0 verbessert. Die dargestellte Prognoseverbesserung wird wie folgt modelliert:

Die Posterior-Nachfrageerwartung μ_{1i} wird für jeden Artikel als Stichprobenwert einer Normalverteilung ermittelt, welche den Erwartungswert μ_{0i} und die Streuung $\sqrt{1-\alpha_i^2} \cdot \sigma_{0i}$ besitzt:

$$\mu_{1i} \sim NV\left(\mu_{0i}, \left(1-\alpha_i^2\right) \cdot \sigma_{0i}^2\right) \tag{14-2}$$

Die Nachfrageverteilung r_i aus Sicht des Zeitpunktes t_1 entspricht dann einer Normalverteilung mit Erwartungswert μ_{1i} und Streuung $\sigma_{1i} = \alpha_i \cdot \sigma_{0i}$:

$$r_i \sim NV\left(\mu_{1i}, \alpha_i^2 \cdot \sigma_{0i}^2\right) \tag{14-3}$$

Es kann gezeigt werden, dass die Kombination dieser beiden Nachfrageverteilungen aus Sicht des Zeitpunktes t_0 eine normalverteilte Saisonnachfrage mit den Parametern μ_{0i} und σ_{0i} ergibt.[9]

---

9 Die Konsistenz dieses Ansatzes wird mit Hilfe der Bayes-Theorie gezeigt in Diruf (2007), S. 215-216.

Die zum späteren Zeitpunkt t_1 zu produzierende Artikelmenge wird also konkret auch erst in t_1 festgelegt, und zwar in Abhängigkeit von den dann vorliegenden verbesserten Prognosedaten. Für einen Artikel, der erst in t_1 produziert werden soll, kann also aus Sicht des Priorzeitpunktes die Produktionsmenge lediglich als Erwartungswert quantifiziert werden. Dennoch muss bereits in t_0 entschieden werden, welche Artikel erst später produziert werden sollen, wobei insbesondere die Kapazitätsbegrenzung B für die Reaktivkapazitäten zu beachten ist. Hierbei soll nun folgende Vereinfachung gelten: Die Kapazitätsbegrenzung B stellt in dem Sinne eine „weiche“ Grenze dar, dass die Einhaltung der Kapazitätsrestriktion B bei der Disposition der Artikelmengen als eingehalten gilt, wenn die Summe der *Erwartungswerte* der Posterior-Kapazitätsverbräuche die Grenze B nicht überschreitet. Die Reaktivkapazitäten besitzen also über eine gewisse Mengenflexibilität, um die im Mix der posterior zu produzierenden Artikel eventuell auftretenden Mengen, die über die Summe der entsprechenden Erwartungswert aus Priorsicht hinaus gehen, abzufangen.

3.2 Lösung des Selektionsproblems für risikoneutrale Entscheidungsträger

Wäre die Reaktivkapazität nicht beschränkt, dann wäre es offensichtlich optimal, alle Artikel i erst zum Posteriorzeitpunkt zu produzieren, weil hier verbesserte Prognosedaten vorliegen und somit die aus den Absatzrisiken entstehenden Kosten (Unter- und Überdeckungskosten) minimiert würden. Wenn wir jetzt aber von einer Kapazitätsgrenze B ausgehen, die so klein ist, dass nicht alle Artikel auf den Reaktivkapazitäten produziert werden können, dann lautet das Entscheidungsproblem für risikoneutrale Entscheidungsträger folgendermaßen:

Welche Artikel aus dem Gesamtsortiment sind für ein Produktionspostponement auszuwählen, wenn die Gewinnerwartung für das Gesamtsortiment unter Einhaltung der Kapazitätsrestriktion B maximiert werden soll?

DIRUF hat gezeigt, dass es sich bei diesem Entscheidungsproblem um ein *stochastisches Rucksackproblem* handelt, welches er mit Hilfe eines *Präferenzindexverfahrens* gelöst hat.[10] Dieses heuristische Verfahren lautet wie folgt:[11]

Schritt 1 des Präferenzindexverfahrens:

Berechne für jeden Artikel i den *Postponementindex* P_i als „Postponement-Verbesserung ΔG_i^* pro Kapazitätsverbrauch $b_i \cdot E(x_1^*)$ des Artikels i“.

Dabei berechnet sich der (erwartete) Kapazitätsverbrauch von Artikel i als Produkt aus spezifischem Kapazitätsverbrauch und der erwarteten Posterior-Produktionsmenge

$$b_i \cdot E\left(x_{1i}^*\right) = b_i \cdot \left(\mu_{0i} + z_{0i}^* \cdot \alpha_i \sigma_{0i}\right). \tag{15}$$

[10] Vgl. Diruf (2001), S. 24-26.

[11] In Anlehnung an Diruf (2007), S. 120-121.

Der Erwartungswert $E(x_1^*)$ für die in t_1 zu produzierende Menge ergibt sich dabei leicht aus den folgenden Überlegungen: Wenn in t_1 der verbesserte Prognosewert μ_{1i} bekannt ist, lautet die dann optimale Produktionsmenge analog zu (7)

$$x_{1i}^* = \mu_{1i} + z_{0i}^* \cdot \alpha_i \sigma_{0i}, \tag{16}$$

weil sich die Kosten- und Preisdaten im Vergleich zu t_0 nicht geändert haben. Aus Sicht des Priorzeitpunktes ist μ_{1i} aber selbst eine Zufallsvariable mit Mittelwert μ_{0i} und deshalb gilt

$$E\left(x_{1i}^*\right) = \mu_{0i} + z_{0i}^* \cdot \alpha_i \sigma_{0i}. \tag{17}$$

Die Postponement-Verbesserung ΔG_i^* aus Priorsicht ergibt sich als Differenz aus dem Gewinnerwartungswert bei optimaler Posteriorproduktion und dem Gewinnerwartungswert bei optimaler Priorproduktion:

$$\Delta G_i^* = E\left(G_{1i}^*\right) - E\left(G_{0i}^*\right) \tag{18}$$

Die Gewinnerwartung bei optimaler Produktion zum Zeitpunkt t_0 ergibt sich gemäß (8) als

$$E\left(G_{0i}^*\right) = p_{si}\mu_{0i}\left[\omega_{0i}^* - v_{0i} \cdot \varphi\left(z_{0i}^*\right)\right]. \tag{19}$$

Mit den Überlegungen zu (16) kann die Gewinnerwartung bei optimaler Posteriorproduktion aus Sicht von Zeitpunkt t_1 als

$$E\left(G_{1i}^* \middle| \text{posterior}\right) = p_{si}\mu_{1i}\left[\omega_{0i}^* - \frac{\alpha_i \sigma_{0i}}{\mu_{1i}} \cdot \varphi\left(z_{0i}^*\right)\right] \tag{20}$$

berechnet werden. Der entsprechende Erwartungswert aus Priorsicht ist dann wiederum

$$E\left(G_{1i}^*\right) = p_{si}\mu_{0i}\left[\omega_{0i}^* - \alpha_i v_{0i} \cdot \varphi\left(z_{0i}^*\right)\right] \tag{21}$$

und die Postponement-Verbesserung ΔG_i^* kann schließlich als

$$\begin{aligned} \Delta G_i^* &= p_{si}\mu_{0i}\left[\omega_{0i}^* - \alpha_i v_{0i} \cdot \varphi\left(z_{0i}^*\right)\right] - p_{si}\mu_{0i}\left[\omega_{0i}^* - v_{0i} \cdot \varphi\left(z_{0i}^*\right)\right] \\ &= p_{si}\sigma_{0i}\left(1-\alpha_i\right)\varphi\left(z_{0i}^*\right) \end{aligned} \tag{22}$$

ermittelt werden.[12]

[12] Vgl. Diruf (2007), S. 28-29.

Der Postponementindex P_i lautet also zusammengefasst

$$P_i = \frac{\Delta G_i^*}{b_i \cdot E\left(x_{1i}^*\right)} = \frac{p_{si} \cdot \sigma_{0i}\left(1-\alpha_i\right) \cdot \varphi\left(z_{0i}^*\right)}{b_i \cdot \left(\mu_{0i} + z_{0i}^* \cdot \alpha_i \sigma_{0i}\right)}$$
$$= \frac{p_{si} \cdot \left(1-\alpha_i\right) \cdot v_{0i} \cdot \varphi\left(z_{0i}^*\right)}{b_i \cdot \left(1 + z_{0i}^* \cdot \alpha_i \cdot v_{0i}\right)}. \tag{23}$$

Schritt 2 des Präferenzindexverfahrens:
Ordne die m Artikel nach fallenden Werten für den *Postponementindex* P_i.

Schritt 3 des Präferenzindexverfahrens:
Selektiere die Artikel sukzessive nach fallender Rangordnung für die Produktion auf der Reaktivkapazität, solange die kumulierten Kapazitätsverbräuche

$$B_i = b_i\left(\mu_{0i} + z_{0i}^* \cdot \alpha_i \sigma_{0i}\right) \tag{24}$$

der selektierten Artikel die begrenzte Reaktivkapazität nicht überschreiten.

□

Stark vereinfachend lässt sich anhand dieses Verfahrens (unabhängig von einer fallabhängigen konkreten Anwendung des Verfahrens) folgende Empfehlung geben: Es sind vorrangig diejenigen Artikel eines Modesortiments für die Produktion auf knappen Reaktivkapazitäten auszuwählen, welche eine hohe Preisspanne p_{si}, eine hohe relative Prognoseunsicherheit v_{0i}, eine hohe Prognoseverbesserung $1 - \alpha_i$ und einen niedrigen spezifischen Kapazitätsverbrauch b_i aufweisen.[13]

3.3 Lösung des Selektionsproblems für risikoaverse Entscheidungsträger

Wie in Gleichung (12) gezeigt, kann der Erwartungsnutzen $E[u(G_{0i})]$ für Artikel i bei Anwendung einer exponentiellen Risikonutzenfunktion in Abhängigkeit von der standardisierten Produktionsmenge (dem „Zuschlagsfaktor“) z_{0i} dargestellt werden. Die optimale Produktionsmenge $z_{0i,e}^*$ und damit auch der Erwartungsnutzen $E[u(G_{0i,e}^*)]$ bei optimaler Prior-Produktion lassen sich aber nur mit Hilfe numerischer Methoden ermitteln. Für eine Erweiterung des oben angegebenen Präferenzindexverfahrens wird zum Vergleich mit der optimalen Prior-Produktion noch der Erwartungsnutzen $E[u(G_{1i,e}^*)]$ bei optimaler Posterior-Produktion benötigt, und zwar aus Sicht des frühen Zeitpunktes t_0.

[13] Vgl. Diruf (2007), S. 121. Für weiter führende Analysen siehe ebenfalls Diruf (2007), S. 122-123.

Formal ist $E[u(G^*_{1i,e})]$ also der Erwartungswert der Posterior-Erwartungswerte

$$E[u(G^*_{1i,e})] = \int_{-\infty}^{\infty} E[u(G^*_{1i,e}(\mu_{1i}|\text{posterior}))] \cdot \varphi_{\mu_{1i}}\left(\mu_{1i}\right) d\mu_{1i}, \tag{25}$$

wobei $\varphi_{\mu_{1i}}$ die Dichtefunktion der Normalverteilung mit Mittelwert μ_{0i} und Varianz $(1-\alpha_i^2)\cdot\sigma_{0i}^2$ bezeichnet. Nun hängt aber $E[u(G^*_{1i,e}(\mu_{1i}|\text{posterior})]$ vom jeweiligen zum Zeitpunkt t_1 vorliegenden Prognosewert μ_{1i} ab und kann prinzipiell auch nur numerisch für jeden Einzelfall ermittelt werden. Der Wert $E[u(G^*_{1i,e})]$ kann demnach nur durch numerische Integration oder alternativ durch eine Monte-Carlo-Simulation bestimmt werden.[14] Um den Rechenaufwand für das hier zu erweiternde (ohnehin „nur" heuristische) Verfahren nicht zu groß werden zu lassen, wird im Folgenden der „exakte" Wert $E[u(G^*_{1i,e})]$ approximiert durch das Maximum $E[u(\tilde{G}^*_{1i,e})]$ der Funktion

$$E[u(\tilde{G}_{1i,e})] = \\ -e^{-dc_{ui}(\mu_{0i}+z_{1i}\alpha_i\sigma_{0i})} \cdot \left[e^{\frac{1}{2}d^2 p_{si}^2 \sigma_{0i}^2 + dp_{si} z_{1i}\alpha_i\sigma_{0i}} \cdot \Phi\left(z_{1i} + dp_{si}\alpha_i\sigma_{0i}\right) + \Phi\left(-z_{1i}\right)\right]. \tag{26}$$

Diese Funktion stellt quasi einen Prior-Erwartungsnutzen in Abhängigkeit von der standardisierten Produktionsmenge z_{1i} dar, wobei für die Nachfrageverteilung der Erwartungswert μ_{0i} und die Streuung $\alpha_i\sigma_{0i}$ unterstellt werden. Die standardisierte Produktionsmenge, welche den Ausdruck (26) maximiert, wird mit $\tilde{z}^*_{1i,e}$ bezeichnet.

Besser interpretierbar als der abstrakte Wert des Erwartungsnutzens und auf Grund seiner Dimension („Geldeinheiten") auch besser geeignet für eine Verwendung im Rahmen des oben beschriebenen Präferenzindexverfahrens ist das sogenannte *Sicherheitsäquivalent*, welches sich für eine exponentielle Risikonutzenfunktion allgemein berechnet als

$$S\ddot{A} = u^{-1}\left\{E[u(G)]\right\} = \frac{\ln\left\{E[u(G)]\right\}}{-d}. \tag{27}$$

Das Sicherheitsäquivalent ist derjenige *sichere* Geldbetrag, der für einen Entscheidungsträger den gleichen Nutzen spendet wie die unsichere Auszahlung G. Bezogen auf das vorliegende Entscheidungsproblem ergeben sich die Sicherheitsäquivalente

$$S\ddot{A}_{0i} = u^{-1}\left\{E[u(G^*_{0i,e})]\right\} = \frac{\ln\left\{E[u(G^*_{0i,e})]\right\}}{-d} \tag{28}$$

und

$$S\ddot{A}_{1i} = u^{-1}\left\{E[u(\tilde{G}^*_{1i,e})]\right\} = \frac{\ln\left\{E[u(\tilde{G}^*_{1i,e})]\right\}}{-d}. \tag{29}$$

14 Vgl. Oberländer (2008), S. 231-232.

Im Nenner des Postponementindex P_i tritt der (erwartete) Kapazitätsverbrauch von Artikel i als Produkt aus spezifischem Kapazitätsverbrauch und der (aus Sicht von t_0) erwarteten Posterior-Produktionsmenge auf. Letztere müsste bei Anwendung des Bernoulli-Prinzips mit einer Risikonutzenfunktion formal ermittelt werden als

$$E\left(x_{1i,e}^{*}\right)=\int_{-\infty}^{\infty} x_{1i,e}^{*}(\mu_{1i}\,|\text{posterior})\cdot\varphi_{\mu_{1i}}\left(\mu_{1i}\right)d\mu_{1i}, \tag{30}$$

weil die optimale Posterior-Produktionsmenge jeweils vom im Zeitpunkt t_1 realisierten Prognosewert μ_{1i} abhängt. Hier gelten die gleichen Überlegungen wie bezüglich Ausdruck (25) und die erwartete optimale Posterior-Produktionsmenge wird für die Anwendung in der hier vorgestellten Heuristik approximiert als

$$E\left(\tilde{x}_{1i,e}^{*}\right)=\mu_{0i}+\tilde{z}_{1i,e}^{*}\cdot\alpha_i\sigma_{0i}. \tag{31}$$

Unter Berücksichtigung dieser Überlegungen wird das Präferenzindexverfahren von DIRUF für die Anwendung im Falle risikoscheuer Entscheidungsträger wie folgt angepasst:

Schritt 1 des Präferenzindexverfahrens:
Berechne für jeden Artikel i den Postponementindex

$$\begin{aligned}P_{i,e}&=\frac{\Delta S\ddot{A}_i}{b_i\cdot E\left(\tilde{x}_{1i,e}^{*}\right)}=\frac{S\ddot{A}_{1i}-S\ddot{A}_{0i}}{b_i\cdot\left(\mu_{0i}+\tilde{z}_{1i,e}^{*}\cdot\alpha_i\sigma_{0i}\right)}\\&=\frac{\ln\left\{E[u(\tilde{G}_{1i,e}^{*})]\right\}-\ln\left\{E[u(G_{0i,e}^{*})]\right\}}{-d\cdot b_i\cdot\left(\mu_{0i}+\tilde{z}_{1i,e}^{*}\cdot\alpha_i\sigma_{0i}\right)}.\end{aligned} \tag{32}$$

Schritt 2 des Präferenzindexverfahrens:
Ordne die m Artikel nach fallenden Werten für den *Postponementindex* $P_{i,e}$.

Schritt 3 des Präferenzindexverfahrens:
Selektiere die Artikel sukzessive nach fallender Rangordnung für die Produktion auf der Reaktivkapazität, solange die kumulierten Kapazitätsverbräuche

$$B_{i,e}=b_i\cdot\left(\mu_{0i}+\tilde{z}_{1i,e}^{*}\cdot\alpha_i\sigma_{0i}\right) \tag{33}$$

der selektierten Artikel die begrenzte Reaktivkapazität nicht überschreiten.

□

Als stark vereinfachende Empfehlung anhand des Präferenzindexverfahrens für *risikoneutrale* Entscheidungsträger wurde unter anderem geraten: Es sind vorrangig diejenigen Artikel für ein Produktionspostponement auszuwählen, welche eine hohe Preisspanne p_{si}, eine hohe relative Prognoseunsicherheit v_{0i} und eine hohe Prognoseverbesserung $1 - \alpha_i$ aufweisen. Dies liegt an der Tatsache, dass ΔG_i^* *direkt proportional* zu diesen drei Parametern ist. Dagegen wächst die Verbesserung des Sicherheitsäquivalents *progressiv* sowohl mit steigender Preisspanne p_{si} als auch mit steigendem Variationskoeffizienten v_{0i}, aber nur *degressiv* mit wachsender Prognoseverbesserung $1 - \alpha_i$.[15]

3.4 *Anwendung der Verfahren auf ein numerisches Beispiel*

Im Folgenden soll ein Modesortiment mit $m = 30$ Artikeln betrachtet werden. Es steht eine Reaktivkapazität mit einer Kapazitätsbeschränkung in Höhe von $B = 130.000$ zur Verfügung. Die Parameterwerte μ_{0i}, σ_{0i}, α_i, p_i, c_i, $p_{üi}$ und b_i sowie die daraus abgeleiteten Kennzahlen v_{0i} und p_{si} für die einzelnen Artikel sind in Tabelle 1 aufgeführt. Weiterhin enthält Tabelle 1 für jeden Artikel die berechneten Werte für den Critical Ratio ω_{0i}^*, den optimalen Zuschlagsfaktor z_{0i}^* bei Risikoneutralität, den erwarteten Verbrauch B_i gemäß Gleichung (24) an Reaktivkapazität (falls der Artikel erst in t_1 produziert werden sollte) und den Postponementindex P_i gemäß Gleichung (23) aus Schritt 1 des DIRUFschen Präferenzindexverfahrens.

Nach Sortierung der Artikel gemäß Schritt 2 werden gemäß Schritt 3 die Artikel 18, 15, 4, 3, 10, 9, 26, 28, 8, 7 und 20 für die Posteriorproduktion ausgewählt. Die auf eine ganze Zahl gerundete Summe der erwarteten Reaktivkapazitätsverbräuche beträgt jetzt (zufälligerweise) 120000. Der nach der Rangordnung der Postponementindizes nächste Artikel wäre der Artikel 24. Dieser kann aber auf Grund seines hohen Kapazitätsverbrauches B_{24} nicht mehr zusätzlich auf der Reaktivkapazität produziert werden. Gleiches gilt für den nächsten Artikel 21. Der in der Rangordnung nächste Artikel 1 kann dagegen noch komplett auf der Reaktivkapazität gefertigt werden. Die folgenden Artikel 23 und 25 haben wieder zu hohe B_i-Werte, als dass sie berücksichtigt werden könnten. Der letzte Artikel, der noch für die Produktion in t_1 ausgewählt wird, ist Artikel 29. Alle Artikel, die bei Risikoneutralität des Entscheidungsträgers für ein Produktionspostponement ausgewählt werden, sind in Tabelle 1 durch ein „ja" in der Spalte ganz rechts gekennzeichnet.

---

15 Vgl. Oberländer (2008), S. 241-242.

Artikel i	μ_{0i}	σ_{0i}	v_{0i}	α_i	p_i	c_i	$p_{üi}$	p_{si}	b_i	ω_{0i}^*	z_{0i}^*	B_i	P_i	prod. in t_1
1	4400	1300	29,5%	65%	76	37	5	71	1	54,9%	0,12	4505	2,84	ja
2	2400	600	25,0%	75%	58	46	9	49	1	24,5%	-0,69	2089	1,11	nein
3	9000	3900	43,3%	30%	80	18	1	79	1	78,5%	0,79	9923	6,35	ja
4	8200	2100	25,6%	25%	128	46	13	115	1	71,3%	0,56	8495	7,26	ja
5	14800	7400	50,0%	85%	112	25	14	98	1	88,8%	1,21	22440	0,92	nein
6	6400	1500	23,4%	65%	63	16	11	52	1	90,4%	1,30	7671	0,61	nein
7	8200	1300	15,9%	20%	103	34	8	95	1	72,6%	0,60	8356	3,94	ja
8	14400	3500	24,3%	35%	77	36	7	70	1	58,6%	0,22	14665	4,23	ja
9	3600	900	25,0%	55%	148	55	12	136	1	68,4%	0,48	3837	5,11	ja
10	20000	5400	27,0%	45%	100	60	7	93	1	43,0%	-0,18	19572	5,54	ja
11	16000	7100	44,4%	85%	88	32	6	82	1	68,3%	0,48	18872	1,65	nein
12	18200	1900	10,4%	80%	86	36	3	83	1	60,2%	0,26	18595	0,65	nein
13	15600	2100	13,5%	55%	76	10	6	70	1	94,3%	1,58	17424	0,44	nein
14	4400	500	11,4%	80%	117	68	1	116	1	42,2%	-0,20	4322	1,05	nein
15	13600	6000	44,1%	30%	128	38	11	117	1	76,9%	0,74	14925	10,02	ja
16	5600	700	12,5%	35%	42	11	2	40	1	77,5%	0,76	5785	0,94	nein
17	19600	5400	27,6%	55%	45	6	1	44	1	88,6%	1,21	23186	0,89	nein
18	13400	6100	45,5%	25%	135	33	9	126	1	81,0%	0,88	14736	10,63	ja
19	16600	4200	25,3%	75%	130	36	14	116	1	81,0%	0,88	19369	1,70	nein
20	4000	1000	25,0%	50%	109	30	8	101	1	78,2%	0,78	4390	3,39	ja
21	10000	3100	31,0%	50%	62	35	11	51	1	52,9%	0,07	10114	3,11	nein
22	20000	9400	47,0%	65%	74	21	12	62	1	85,5%	1,06	26461	1,76	nein
23	19400	7800	40,2%	80%	88	39	2	86	1	57,0%	0,18	20497	2,57	nein
24	20000	8100	40,5%	35%	84	20	11	73	1	87,7%	1,16	23285	3,37	nein
25	5400	1500	27,8%	40%	99	19	10	89	1	89,9%	1,28	6165	2,30	nein
26	16800	6100	36,3%	40%	69	25	4	65	1	67,7%	0,46	17920	4,77	ja
27	4600	500	10,9%	65%	104	42	8	96	1	64,6%	0,37	4722	1,32	nein
28	2800	1000	35,7%	35%	107	20	6	101	1	86,1%	1,09	3180	4,56	ja
29	3600	600	16,7%	55%	90	66	5	85	1	28,2%	-0,58	3410	2,27	ja
30	8000	2700	33,8%	65%	67	28	14	53	1	73,6%	0,63	9107	1,80	nein

Tab. 1: Beispieldaten und Berechnungen für risikoneutrale Entscheidungsträger

Art. i	$z^*_{0i,e}$	$\tilde{z}^*_{1i,e}$	$E[u(G^*_{0i,e})]$	$E[u(\tilde{G}^*_{1i,e})]$	$SÄ_{0i}$	$SÄ_{1i}$	$\Delta SÄ_i$	$B_{i,e}$	$P_{i,e}$	prod. in t_1
1	0,075	0,092	-0,875	-0,863	133388	147143	13755	4478	3,07	*nein*
2	-0,701	-0,698	-0,981	-0,978	19506	21840	2333	2086	1,12	nein
3	0,583	0,727	-0,647	-0,590	435901	528102	92201	9850	9,36	ja
4	0,412	0,525	-0,564	-0,522	573176	650778	77602	8475	9,16	ja
5	0,681	0,760	-0,393	-0,363	933371	1014098	80728	19580	4,12	nein
6	1,245	1,265	-0,752	-0,747	284934	291071	6137	7634	0,80	nein
7	0,524	0,586	-0,594	-0,573	520131	557396	37265	8352	4,46	*nein*
8	0,082	0,169	-0,618	-0,574	481930	555397	73467	14608	5,03	ja
9	0,404	0,438	-0,750	-0,734	287167	309613	22446	3817	5,88	ja
10	-0,408	-0,280	-0,567	-0,495	567634	704188	136554	19319	7,07	ja
11	0,126	0,178	-0,551	-0,521	595786	652740	56954	17073	3,34	nein
12	0,172	0,189	-0,430	-0,424	843568	857753	14185	18488	0,77	nein
13	1,462	1,515	-0,367	-0,362	1002980	1017377	14396	17349	0,83	nein
14	-0,222	-0,217	-0,825	-0,821	192451	197153	4702	4313	1,09	nein
15	0,278	0,598	-0,428	-0,318	848620	1145438	296818	14676	20,22	ja
16	0,737	0,749	-0,848	-0,843	164944	170629	5685	5783	0,98	nein
17	1,031	1,110	-0,499	-0,481	695601	732273	36672	22897	1,60	nein
18	0,355	0,744	-0,388	-0,272	947979	1301514	353535	14535	24,32	ja
19	0,547	0,629	-0,261	-0,243	1344041	1413980	69939	18583	3,76	nein
20	0,712	0,746	-0,754	-0,741	282847	300279	17431	4373	3,99	*nein*
21	-0,008	0,033	-0,817	-0,789	202447	237389	34942	10051	3,48	nein
22	0,642	0,786	-0,451	-0,399	795831	918208	122377	24805	4,93	nein
23	-0,185	-0,113	-0,553	-0,507	592687	679559	86872	18695	4,65	nein
24	0,728	1,007	-0,361	-0,295	1018838	1220611	201772	22854	8,83	*ja*
25	1,174	1,235	-0,670	-0,656	400932	421360	20429	6141	3,33	nein
26	0,221	0,364	-0,574	-0,509	554479	675503	121024	17687	6,84	ja
27	0,346	0,356	-0,766	-0,761	266770	273351	6582	4716	1,40	nein
28	1,013	1,061	-0,805	-0,790	217292	235298	18006	3171	5,68	ja
29	-0,595	-0,586	-0,933	-0,926	68966	76860	7894	3407	2,32	*nein*
30	0,539	0,571	-0,772	-0,757	258960	278946	19986	9003	2,22	nein

Tab. 2: Berechnungen für risikoaverse Entscheidungsträger mit $d = 1 \cdot 10^{-6}$

Jetzt soll die Artikelselektion für risikoaverse Entscheidungsträger durchgeführt werden, so dass der Erwartungsnutzen für eine exponentielle Risikonutzenfunktion möglichst maximal wird. Tabelle 2 zeigt die Berechnungsergebnisse bei Anwendung einer exponentiellen Risikonutzenfunktion mit dem Parameterwert $d = 1 \cdot 10^{-6}$. Gemäß der Rangordnung nach $P_{i,e}$ werden die Artikel 18, 15, 3, 4, 24, 10, 26, 9, 28 und 8 für die Posteriorproduktion selektiert. Es ist dann eine Ausschöpfung der Reaktivkapazität in Höhe von 128.993 erreicht und es können keine weiteren Artikel für die Produktion in t_1 ausgewählt werden. Im Vergleich zum risikoneutralen Fall werden also die Artikel 1, 7, 20 und 29 *nicht* ausgewählt, dafür aber Artikel 24. In der rechten Spalte von Tabelle 2 sind die selektierten Artikel wieder mit einem „ja" markiert. Die Änderungen zur risikoneutralen Selektion sind dabei in kursiver Schrift hervorgehoben.

Als dritte Beispielrechnung soll schließlich ein Fall mit noch deutlich größerer Risikoscheue betrachtet werden. Tabelle 3 zeigt die Berechnungsergebnisse, wenn für die exponentielle Risikonutzenfunktion der Parameterwert $d = 3 \cdot 10^{-6}$ zur Anwendung kommt. Gemäß der Rangordnung nach $P_{i,e}$ werden zunächst die Artikel 18, 15, 24, 3, 5, 4, 22 und 26 für die Posteriorproduktion selektiert. Es ist dann eine Ausschöpfung der Reaktivkapazität in Höhe von 121.356 erreicht. Die in der Rangordnung folgenden Artikel 23, 10, 19 und 11 haben einen zu hohen Kapazitätsverbrauch und können deshalb nicht für die Posteriorproduktion gewählt werden. Die noch freie Kapazität wird von den Artikeln 28 und 9 ausgeschöpft. Die Artikelselektion unterscheidet sich also jetzt wesentlich deutlicher vom risikoneutralen Fall als dies noch beim Risikoaversionsgrad $d = 1 \cdot 10^{-6}$ der Fall war. Im Vergleich zum risikoneutralen Fall werden jetzt die Artikel 1, 7, 8, 10, 20 und 29 *nicht* ausgewählt, dafür aber die Artikel 5, 22 und 24. In der rechten Spalte von Tabelle 3 kennzeichnet ein „ja" wiederum die selektierten Artikel und die Änderungen zur risikoneutralen Selektion sind durch die kursive Schriftart hervorgehoben.

Art. i	$z^*_{0i,e}$	$\tilde{z}^*_{1i,e}$	$E[u(G^*_{0i,e})]$	$E[u(\tilde{G}^*_{1i,e})]$	$SÄ_{0i}$	$SÄ_{1i}$	$\Delta SÄ_i$	$B_{i,e}$	$P_{i,e}$	prod. in t_1
1	-0,022	0,029	-0,677	-0,646	130023	145726	15702	4424	3,55	*nein*
2	-0,721	-0,714	-0,943	-0,937	19399	21779	2381	2079	1,15	nein
3	0,179	0,603	-0,328	-0,209	371302	522333	151032	9706	15,56	ja
4	0,115	0,449	-0,199	-0,143	538918	648657	109738	8436	13,01	ja
5	-0,334	-0,112	-0,225	-0,123	497311	699733	202422	14095	14,36	*ja*
6	1,127	1,188	-0,432	-0,420	279801	288903	9102	7559	1,20	nein
7	0,369	0,555	-0,216	-0,188	510975	557031	46056	8344	5,52	*nein*
8	-0,185	0,076	-0,255	-0,191	455531	552207	96676	14493	6,67	*nein*
9	0,257	0,356	-0,433	-0,398	278957	307138	28180	3776	7,46	ja
10	-0,877	-0,489	-0,227	-0,126	493631	689778	196147	18811	10,43	*nein*
11	-0,558	-0,406	-0,297	-0,213	404927	515647	110720	13550	8,17	nein
12	-0,004	0,049	-0,082	-0,078	832255	850531	18276	18274	1,00	nein
13	1,230	1,386	-0,052	-0,048	983433	1011466	28033	17201	1,63	nein
14	-0,275	-0,259	-0,563	-0,554	191547	196575	5028	4296	1,17	nein
15	-0,601	0,324	-0,212	-0,035	517487	1116271	598785	14183	42,22	ja
16	0,700	0,736	-0,611	-0,599	164426	170566	6140	5780	1,06	nein
17	0,683	0,917	-0,143	-0,116	649328	718300	68972	22325	3,09	nein
18	-0,636	0,484	-0,210	-0,022	519610	1275275	755664	14138	53,45	ja
19	-0,098	0,141	-0,030	-0,019	1173433	1318411	144979	17043	8,51	nein
20	0,578	0,678	-0,437	-0,408	275994	298568	22575	4339	5,20	*nein*
21	-0,171	-0,049	-0,560	-0,494	193032	235054	42022	9925	4,23	nein
22	-0,157	0,257	-0,204	-0,089	530599	806722	276123	21572	12,80	*ja*
23	-0,897	-0,685	-0,306	-0,190	394510	554417	159907	15125	10,57	nein
24	-0,101	0,706	-0,110	-0,028	735157	1186126	450968	22002	20,50	*ja*
25	0,975	1,154	-0,314	-0,285	386017	418977	32960	6093	5,41	nein
26	-0,247	0,174	-0,246	-0,137	468152	661898	193746	17225	11,25	ja
27	0,290	0,319	-0,451	-0,441	265617	272865	7248	4704	1,54	nein
28	0,868	1,010	-0,534	-0,495	209321	234322	25002	3153	7,93	ja
29	-0,633	-0,607	-0,814	-0,794	68571	76741	8170	3400	2,40	*nein*
30	0,358	0,453	-0,477	-0,440	246410	273656	27246	8795	3,10	nein

Tab. 3: Berechnungen für risikoaverse Entscheidungsträger mit $d = 3 \cdot 10^{-6}$

Zur Überprüfung, ob die Selektionen gemäß des angepassten Präferenzindexverfahrens für risikoaverse Entscheidungsträger wirklich bessere Ergebnisse bezüglich des Entscheidungskriteriums „Maximierung des Erwartungsnutzens“ liefern als das DIRUFsche Verfahren, wurden Monte-Carlo-Simulationen durchgeführt. Es wurden jeweils 10.000 Verkaufssaisons simuliert. Die Prognoseverbesserungen und die letztendlichen Saisonnachfragen für alle 30 Artikel wurden dabei per Zufallsexperiment ermittelt. Unterstellt wurde weiterhin, dass jeweils die aus Sicht des risikoaversen Entscheidungsträgers optimalen Prior- bzw. Posteriorproduktionsmengen hergestellt werden. Das heißt insbesondere auch bei Anwendung der „risikoneutral optimalen Selektion“ wurden lediglich die Produktions*zeitpunkte* durch diese Selektion bestimmt. Zu diesen Zeitpunkten wurden dann aber nicht die gewinnerwartungsoptimalen Produktionsmengen, sondern die aus Sicht des risikoaversen Entscheidungsträgers optimalen Mengen produziert. Unterschiede in den Ergebnissen der Simulationsläufe sind also allein auf die Artikelselektion zurück zu führen und nicht darauf, dass aus Sicht des risikoaversen Entscheidungsträgers „falsche“ Produktionsmengen disponiert wurden. Für jede der simulierten Verkaufssaisons wurde berechnet, wie hoch der gesamte erzielte Gewinn bei „risikoneutraler Selektion“ und bei „risikoaverser Selektion“ gewesen wäre. Auf diese Gewinne wurde die entsprechende Nutzenfunktion angewandt und darüber der Durchschnitt über alle 10.000 Simulationsläufe gebildet. Diese Werte sind in den Tabellen 4 und 5 als $E[u(G)]$ ausgewiesen. Zusätzlich enthalten die Tabellen das entsprechende Sicherheitsäquivalent $SÄ$. Wie zu erkennen ist, sind die Unterschiede bei „schwacher“ Risikoaversion ($d = 1 \cdot 10^{-6}$) nur gering, wenn auch die risikoaverse Selektion das leicht bessere Ergebnis liefert. Auch bei größerer Risikoscheue ($d = 3 \cdot 10^{-6}$) liefert die risikoaverse Selektion ein besseres Ergebnis als das Standardverfahren, wobei hier die Unterschiede deutlicher ausgeprägt sind.

	$E[u(G)]$	$SÄ$
risikoneutrale Selektion	$-7{,}779 \cdot 10^{-9}$	16.369.268
risikoaverse Selektion	$-7{,}667 \cdot 10^{-9}$	16.383.761

Tab. 4: Ergebnisse der Monte-Carlo-Simulation für $d = 1 \cdot 10^{-6}$

	$E[u(G)]$	$SÄ$
risikoneutrale Selektion	$-5{,}065 \cdot 10^{-19}$	14.042.251
risikoaverse Selektion	$-3{,}372 \cdot 10^{-19}$	14.177.859

Tab. 5: Ergebnisse der Monte-Carlo-Simulation für $d = 3 \cdot 10^{-6}$

4 Zusammenfassung

Besteht die Möglichkeit, mit der Produktion von Modeartikeln erst zu einem späteren Zeitpunkt, der näher an der Eröffnung der Verkaufssaison liegt, zu beginnen, können Absatzrisikokosten vermieden werden, weil bereits bessere Prognosen für die Saisonnachfrage vorliegen. Stehen solche reaktiven Produktionskapazitäten aber nur in begrenztem Ausmaß zur Verfügung, so dass mit ihnen nur ein Teil eines Modesortiments produziert werden kann, entsteht ein Selektionsproblem: Welche Artikel sollen auf „langsamen" Produktionskapazitäten gefertigt werden und welche Artikel sollen für die Produktion auf den Reaktivkapazitäten selektiert werden? DIRUF hat dieses Problem mit einem Präferenzindexverfahren für risikoneutrale Entscheidungsträger, die eine Maximierung des erwarteten Gewinns anstreben, gelöst. Unbeantwortet blieb die Frage, ob risikoscheue Entscheidungsträger eine andere Auswahl treffen sollten, und wenn ja, wie diese Auswahl dann aussehen muss. Um diese Frage zu beantworten, wurde das Präferenzindexverfahren in passender Weise modifiziert. Statt der Verbesserung in der Gewinnerwartung wurde die Verbesserung des Sicherheitsäquivalents bei Anwendung des Bernoulli-Prinzips mit exponentieller Risikonutzenfunktion für die Berechnung des Postponementindex für einen Artikel gewählt. Anhand eines numerischen Beispiels wurde demonstriert, wie sich die Artikelselektion mit steigender Risikoscheue immer deutlicher von der risikoneutralen Selektion unterscheidet. Eine Monte-Carlo-Simulation für das betrachtete Beispielsortiment lieferte die Bestätigung, dass die Artikelselektion gemäß dem angepassten Verfahren für einen risikoscheuen Entscheidungsträger bessere Ergebnisse liefert.

5 Literaturverzeichnis

Diruf, G. (2001): Senkung der Absatzrisiken für Modeprodukte durch selektives Produktionspostponement, Entwicklung eines Optimierungsmodells zur Unterstützung von Postponemententscheidungen (Bamberger betriebswirtschaftliche Beiträge, 128).

Diruf, G. (2007): Nutzung agiler Produktionsprozesse in Supply Chains für Modeprodukte, Strategien und Optimierungsmodelle zur Reduzierung von Absatzrisiken, Frankfurt am Main u.a..

Eeckhoudt, L., Gollier, C., Schlesinger, H. (1995): The Risk-averse (and Prudent) Newsboy, in: Management Science, 41 (5), S. 786–794.

Khouja, M., (1999): The Single-Period (News-Vendor) Problem: Literature Review and Suggestions for Future Research, in: Omega, the International Journal of Management Science, 27 (5), S. 537–553.

Lau, H.-S., (1980): The Newsboy Problem under Alternative Optimization Objectives, in: Journal of Operational Research Society, 31, S. 525–535.

Mieghem, J. A. van, (2007): Risk Mitigation in Newsvendor Networks: Resource Diversification, Flexibility, Sharing, and Hedging, in: Management Science, 53 (8), S. 1269–1288.

Oberländer, M. (2008): Optimale Beschaffungs- und Postponementstrategien in Mode-Supply-Chains: Entscheidungswirkungen alternativer Risikopräferenzen bei hohem Absatzrisiko, Hamburg.

Simchi-Levi, D., Chen, X., Bramel, J. (2005): The Logic of Logistics, Theory, Algorithms, and Applications for Logistics and Supply Chain Management, 2. ed. (Springer Series in Operations Research), New York.