

EFFIZIENTE UND EFFEKTIVE LAGERHALTUNG - IT-GESTÜTZTE DURCHFÜHRUNG VON BESTANDSMANAGEMENT-PROJEKTEN

Professor Dr.-Ing. Frank Herrmann

Hochschule Regensburg - University of Applied Sciences Regensburg
Innovation and Competence Centre for Production Logistics and Factory Planning (IPF)
PO box 120327, 93025 Regensburg, Germany
E-Mail: Frank.Herrmann@OTH-Regensburg.de

STICHWORTE

Lagerhaltungsverfahren, u.a. optimal, Leitfaden, durch Softwaresystem umsetzbar, industrielle Anwendung.

ABSTRAKT

Ein effizientes und effektives Bestandsmanagement ist zentral für geringe Auswirkungen durch fehlende Produkte und geringe Lagerhaltungskosten. Die für viele Unternehmen geeigneten Formeln zum Bestandsmanagement und seine produktspezifische Anwendung werden in einem Leitfaden zusammengefasst und anhand eines realen Anwendungsfalls erläutert. Seine manuelle Durchführung ist sehr aufwendig. Es wird erläutert, welche Schritte des Leitfadens wie durch ein Programm durchgeführt werden können.

1. EINLEITUNG

Eine sehr wichtige Zielsetzung in der Steuerung von Unternehmen ist die Realisierung von minimalen Beständen, da vermeidbare Bestände unnötige Lagerkosten bewirken. So wird in Unternehmen oftmals eine bestandslose Fertigung gefordert; auch ausgedrückt durch eine „Just-In-Time“-Produktion. Dies führte zur Entwicklung von ausgefeilten Lagerhaltungsverfahren. Danach kann jedes Lager, welches stochastischen Nachfragen und Lieferzeiten gegenübersteht, optimal betrieben werden. Dies setzt voraus, dass diese Daten, und auch die notwendigen Kostensätze, mit einem hohen Aufwand genau erhoben werden. Viele Produkte verursachen jedoch nur geringe Lagerhaltungskosten, so dass einfachere, aber nicht optimale Lagerhaltungsverfahren in der industriellen Praxis eingesetzt werden sollten. Hierzu werden geeignete Kriterien und Verfahren vorgeschlagen, und ihre konkrete Anwendung in einem Bestandsmanagementprojekt in einem Unternehmen wird in einem Leitfaden beschrieben. Die weitgehende automatische Durchführung des Leitfadens durch ein Softwaresystem wird vorgestellt.

2. LAGERHALTUNGSVERFAHREN

Mit Lagerhaltungsverfahren wird eine möglichst kostengünstige Lagerhaltung der einzelnen Produkte angestrebt.

Das klassische Model

Wäre die Nachfrage nach einem Produkt eines Unternehmens pro Zeiteinheit, z.B. einem Tag, konstant, nämlich d , so liese sich deterministisch berechnen, wann das Lager leer ist. Ist die Produktionszeit eines Produkts ebenfalls konstant, nämlich t_p Zeiteinheiten, so müsste t_p Zeiteinheiten bevor das Lager leer ist mit der Produktion von Produkten begonnen werden. Erst wenn ein Produktionsauftrag (komplett) fertig gestellt worden ist, wird die komplette produzierte Menge ins Lager transportiert und steht danach komplett zur Verfügung; es handelt sich um eine so genannte geschlossene Produktion und der zwischenzeitlich auftretende Bestand wird bei den Produktionseinrichtungen gelagert und als „work-in-process“-Bestand bezeichnet. Die Produktionsmenge eines Produktionsauftrags sei q ; er wird als Produktionslos bezeichnet. Für seine Durchführung fallen einmalig fixe Rüstkosten von K Geldeinheiten an. Die Lagerung einer Einheit des Produkts führt zu Lagerhaltungskostensatz von h Geldeinheiten. Für die optimale Lösung des Problems lässt sich zeigen, dass q_{opt} eine Konstante ist. Seine Höhe ist bestimmt durch die Rüstkosten, die Lagerhaltungskosten sowie die Produktionsgeschwindigkeit, nämlich durch

$$q_{opt} = \sqrt{\frac{2 \cdot K \cdot d}{h} \cdot \frac{p}{(d+p)}}; \text{ eine detaillierte Herleitung ist in}$$

(Herrmann 2009) beschrieben und das Modell wird ebendort sowie in der Literatur unter der Bezeichnung klassisches Losgrößenmodell mit konstantem Bedarf und endlicher Produktionsgeschwindigkeit diskutiert. Damit

ergibt sich der in Abbildung 1 angegebene „Sägezahn ähnliche“ Verlauf. Er ist charakteristisch für das deterministische Bestandsmanagement. Wie Abbildung 1 zeigt, ist der Zeitpunkt für das Aufsetzen des Produktionsauftrags bestimmt durch das Erreichen eines bestimmten Lagerbestands. Dieser Bestand wird als Bestellpunkt s bezeichnet. Analytisch ist er bestimmt durch $s = t_p \cdot d$.

Wiederbeschaffungszeitraums im Lager vorliegt, die überhaupt in einem Wiederbeschaffungszeitraum benötigt werden kann (allerdings besitzt beispielsweise bei einer Normalverteilung jeder Wert eine, wenn auch eine geringe, Wahrscheinlichkeit). Dies führt zu der Frage, ob es nicht ökonomischer ist, eine geringere Menge zu lagern, um dadurch (gegenüber dem Extremszenario) Lagerkosten einzusparen, aber zwangsläufig Fehlmengensituationen zuzulassen.

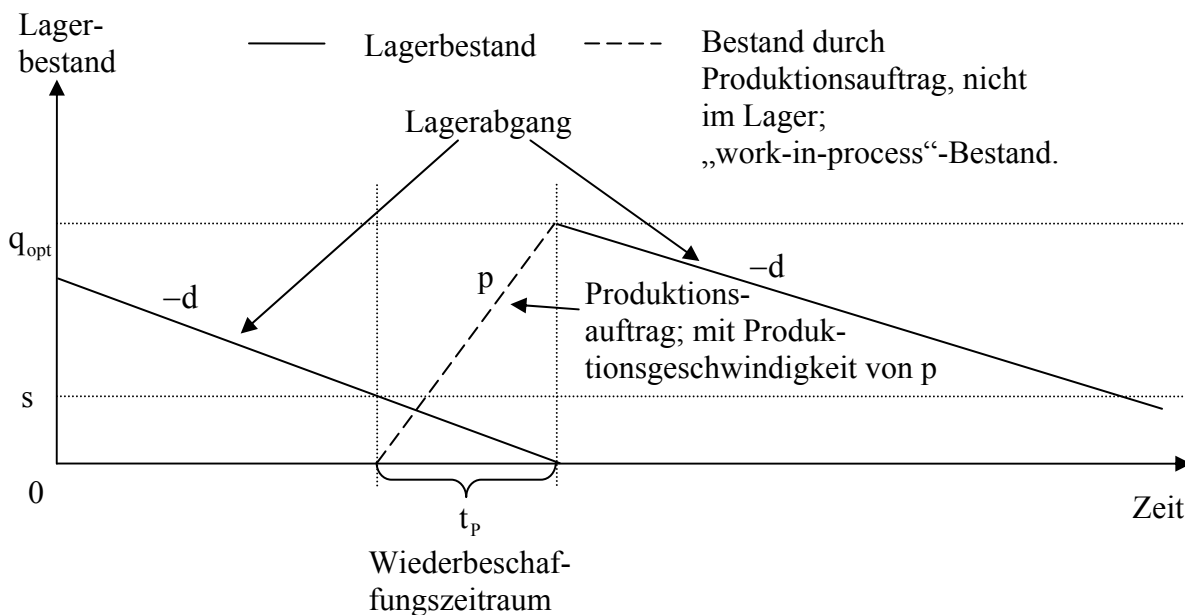


Abbildung 1: Bestandsentwicklung bei deterministischer Nachfrage und Produktionszeit

Stochastischer Größen und Problemstellung

Tatsächlich treten zufällige Produktionszeiten bzw. Lieferzeiten und zufällige Nachfragen auf. Dies führt zu einem so genannten stochastischen Bestandsmanagement. Damit ist die Nachfrage in dem Produktionszeitraum, bzw. in dem Wiederbeschaffungszeitraum, t_p nicht mehr konstant, sondern zufällig. Vor allem ist sie zum Zeitpunkt des Aufsetzens eines Produktionsauftrags nicht bekannt. Folglich ist nicht zu erwarten, dass der Lagerbestand am Ende eines Wiederbeschaffungszeitraums leer ist; also genau zu dem Zeitpunkt, wenn die durch den Produktionsauftrag, zu diesem Wiederbeschaffungszeitraum, hergestellte Menge im Lager eintrifft und verfügbar ist. Somit ist zu erwarten, dass Wiederbeschaffungszeiträume mit einer Fehlmenge oder mit einem (noch vorhandenen) Lagerbestand auftreten und entsprechende Kosten verursachen. Mit einem Fehlmengenkostensatz p pro Mengeneinheit (ME) unbefriedigter Nachfrage werden Fehlmengenkosten berechnet. Verantwortlich für Fehlmengenkosten sind beispielsweise zusätzliche Kosten für die Extralieferung einer benötigten Mengeneinheit oder der Einnahmeverlust, wenn die Nachfrage verloren geht. Es sei angemerkt, dass das Auftreten von Fehlmenen bei einem stochastischen Bedarf nur dann völlig ausgeschlossen werden kann, wenn stets die maximale Menge zu Beginn eines

Entscheidend ist folglich die Minimierung der Summe aus Fehlmenen- und Lagerkosten. Daneben treten noch Bestellkosten auf, so dass diese drei ein Optimierungsproblem bestimmen. Bereits mit den wegweisenden Arbeiten in den 1950er und 1960er Jahren konnte gezeigt werden, dass dieses Optimierungsproblem durch eine so genannte (s, q) -Lagerhaltungspolitik optimal gelöst werden kann. Sie arbeitet nach der folgenden Entscheidungsregel: Zu jedem Zeitpunkt t , wenn der für die Disposition verfügbare Lagerbestand I_t^D einen vorgegebenen Bestellbestand s erreicht hat, wird eine Lagerbestellung der Größe q ausgelöst, die nach einer Lieferzeit l im Lager eintrifft. Da in der industriellen Praxis ein Lager beliebig lange betrieben wird, wird seine im Mittel optimale Steuerung angestrebt. Dafür wurde nachgewiesen, dass es sich sowohl beim Bestellbestand s als auch bei der Bestellmenge q um Konstanten handelt. Es sei betont, dass diese Regel auch für einen endlichen Planungshorizont gilt; dann sind s und q allerdings nicht konstant.

Die bisherige Betrachtung unterstellt eine kontinuierliche Bestandsüberwachung. Typischerweise erfolgt die Überprüfung des Bestellbestands in der industriellen Praxis zu festen regelmäßigen Abständen, z.B. zu Beginn eines Tages, so dass Bestandsreduzierungen innerhalb eines Überwachungsintervalls lediglich zeitlich verzögert erkannt

werden. Deswegen zerfällt die Zeitachse in aufeinander folgende Perioden gleicher Länge, an deren Beginn beim Erreichen oder Unterschreiten des Bestellbestands eine Bestellung ausgelöst wird. Diese Bestellung ist für die Disposition unmittelbar (als disponibler Bestand) verfügbar, physisch aber erst nach einer Lieferzeit. Damit hat die Bestandsentwicklung den in Abbildung 2

„undershoot“). Für diesen Fall wird ein im Mittel optimaler Lagerbetrieb erreicht, sofern nicht eine feste Bestellmenge q verwendet wird, sondern mit einer variablen Bestellmenge der disponible Bestand auf das so genannte Bestellniveau S angehoben wird. Ist I_t^D wieder der zum Zeitpunkt t für die Disposition verfügbare Lagerbestand, so

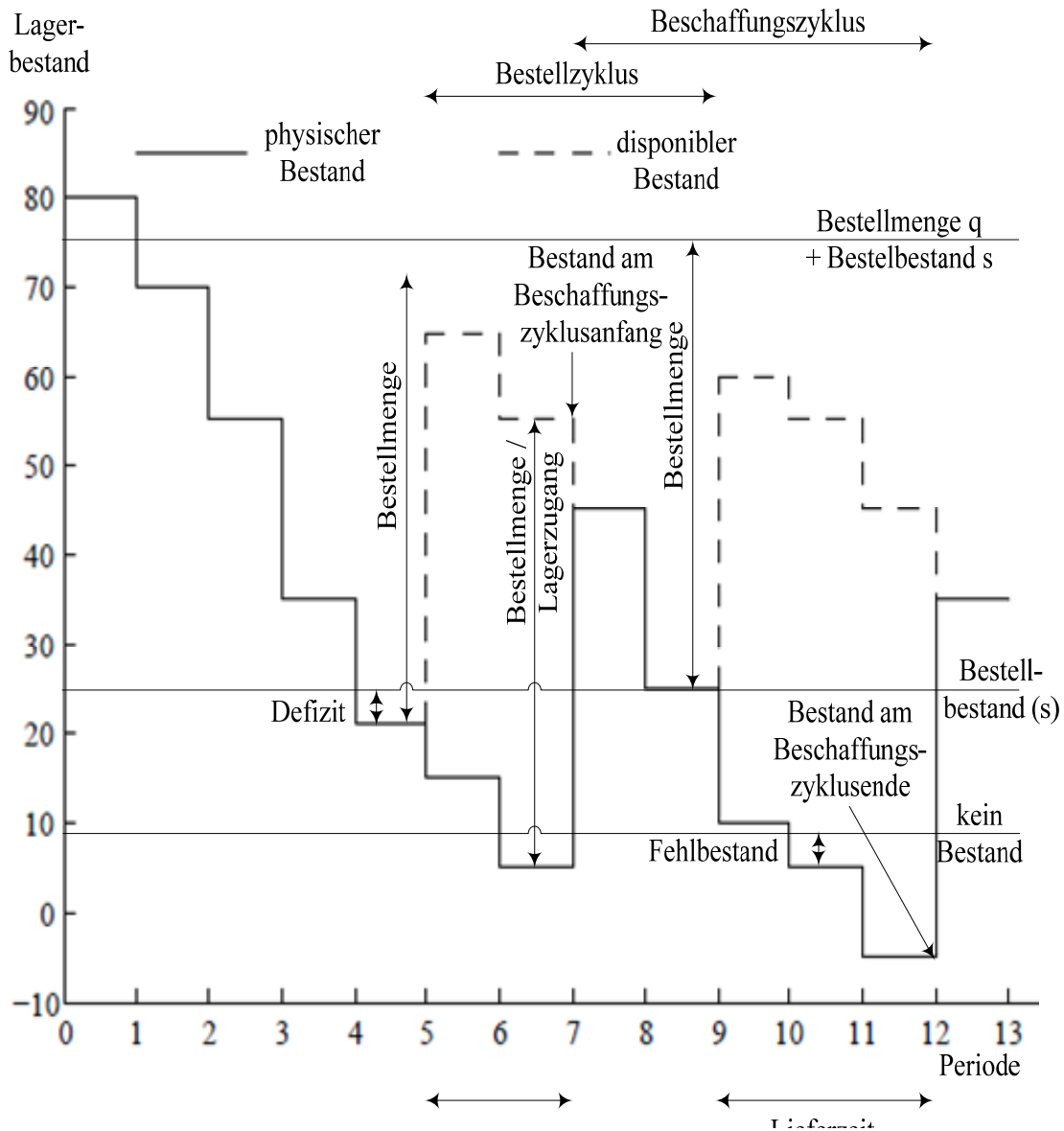


Abbildung 2: Entwicklung des Lagerbestands bei Einsatz einer (s,q)-Lagerhaltungspolitik

angegebenen Bedarfsverlauf; in ihr ist der Bestand am Periodenende eingetragen und es wird eine Lagerentnahme zu Periodenbeginn unterstellt. Die Fehlmenge wird vorgemerkt und beim Eintreffen einer Lieferung bevorzugt ausgeliefert; in Abbildung 2 ist sie als negativer Bestand eingezeichnet.

Das Beispiel zeigt, dass der Bestand zu Beginn einer Periode auch unterhalb des Bestellbestands liegen kann und die dabei auftretende zufällige Differenz zwischen dem Bestellbestand und dem Lagerbestand heißt Defizit (u ,

hat die variable Bestellmenge die Höhe $(S - I_t^D)$. Diese Politik wird als (s,S)-Lagerhaltungspolitik bezeichnet.

Diese im Mittel optimale Steuerung des Lagerbetriebs ergibt sich, sofern der stochastische Prozess zu den Periodenbedarfen und bei zufälligen Lieferzeiten auch der zu den Lieferzeiten durch stochastisch unabhängige und identisch verteilte Zufallsvariablen mit einem endlichen Mittelwert und einer endlichen Streuung beschrieben werden kann. Diese Forderung umfasst die Bedingungen an einen stationären stochastischen Prozess und wird

deswegen als quasi stationär bezeichnet. Bei einem stationären stochastischen Prozess sind (unter anderem) der Mittelwert und die Standardabweichung im Zeitablauf konstant. Bezogen auf die Nachfragemengen sei D die zu diesen Kenngrößen (gemeinsame) Zufallsvariable mit dem Erwartungswert $E(D)$ und der Standardabweichung $\sigma(D)$ sowie der Verteilungsfunktion Φ_D . Entsprechend ist bei zufälligen Lieferzeiten L die zu diesen Kenngrößen (gemeinsame) Zufallsvariable mit dem Erwartungswert $E(L)$ und der Standardabweichung $\sigma(L)$ sowie der Verteilungsfunktion Φ_L . Unter der Annahme, dass eine (s,S)-Lagerhaltungspolitik bzw. eine (s,q)-Lagerhaltungspolitik verwendet wird, kann nun ein Entscheidungsmodell gebildet werden, durch das der Bestellbestand s und das Bestellniveau S bzw. die Bestellmenge q bestimmt wird; ein solches Entscheidungsmodell ist im Detail in (Herrmann 2009) beschrieben worden. Wie oben bereits angedeutet worden ist, ist die (s,S)-Lagerhaltungspolitik kostengünstiger als die eine (s,q)-Lagerhaltungspolitik. Da in der industriellen Praxis gerne mit konstanten Bestellmengen gearbeitet wird, wird dieser Arbeit eine (s,q)-Lagerhaltungspolitik zugrunde gelegt. Für einen Vergleich dieser beiden Politiken sei auf (Tempelmeier 2005) verwiesen.

Für die industrielle Praxis problematisch ist die Festlegung der Fehlmengenkosten. Wenn überhaupt, ist sie nur mit einem hohen Aufwand möglich; demgegenüber liegen in der Regel genaue Informationen über Bestellkosten und Lagerkosten vor. Deswegen wird alternativ mit Servicegraden gearbeitet, mit denen üblicherweise die Wahrscheinlichkeit für

- das Eintreten eines Fehlmengen- oder Fehlbestandsereignisses,
- die Höhe der Fehlmenge oder des Fehlbestands oder
- die Dauer einer Lieferunfähigkeitssituation

beschränkt wird. Im Folgenden wird der lieferantenfokussierte mengenbezogene β -Servicegrad betrachtet. Für weitere Kriterien sei auf [Temp02] bzw. (Tempelmeier 2005) sowie vor allem auf (Silver et al. 1998) verwiesen. Er stellt sicher, dass β den Anteil der erwarteten befriedigten Nachfrage an der insgesamt erwarteten Nachfrage beschreibt; also formal:

$$\beta = \frac{E(\text{befriedigte Nachfrage einer Periode})}{E(\text{Gesamtnachfrage einer Periode})} \quad \text{Mit}$$

$$E(\text{befriedigte Nachfrage einer Periode}) = E(D) - E(\text{Fehlmenge pro Periode}) \quad \text{gilt: } \beta = \frac{E(D) - E(F)}{E(D)}, \text{ wobei}$$

F die Fehlmenge pro Periode ist; weitere Informationen zu dieser Kennzahl finden sich beispielsweise in [Schn81], [Temp02] und (Robrade 1991).

Da der Bestellbestand positiv ist, kann eine Fehlmenge und damit eine Lieferunfähigkeit nur während der Wiederbeschaffungszeit und in der Periode vor dem Auslösen einer Bestellung auftreten. Mit anderen Worten

sind somit für die Analyse der Lieferfähigkeit ausschließlich die Wiederbeschaffungszeiträume relevant, weswegen diese auch als Risikozeiträume bezeichnet werden.

Treten zufällige Lieferzeiten auf, so könnte eine spätere Bestellung eine so kurze Lieferzeit haben, dass ihre Bestellmenge vor derjenigen zu einer früheren Bestellmenge eintrifft; also eine Bestellung eine andere überholt. Dann kann das Lager nicht mehr optimal betrieben werden; dies ist nach Ansicht des Autors in (Hochstädter 1969) schön ausgearbeitet worden. Deswegen wird bei stochastischen Lieferzeiten davon ausgegangen, dass, falls mehrere Lagerbestellungen gleichzeitig ausstehen, sie in der Reihenfolge, in der sie aufgegeben worden sind, im Lager eintreffen. Für diesen Fall kann nachgewiesen werden, dass die Lieferfähigkeit ausschließlich dadurch bestimmt ist, ob die Summe aus dem gesamten Bedarf (y) in der Wiederbeschaffungszeit und dem Defizit (u) (gegenüber dem Bestellbestand) zu Beginn der Wiederbeschaffungszeit den Bestellbestand s überschreitet. Damit ist die Wirkung eines Bestellbestands s auf die Lieferfähigkeit unabhängig von dem Vorliegen von offenen Bestellungen zu einem Bestellzeitpunkt; mit anderen Worten: für die Analyse der Wirkung eines Bestellbestands s auf die Lieferfähigkeit kann angenommen werden, dass zum Bestellzeitpunkt keine Bestellung aussteht.

Berechnungsformeln für das Bestellniveau

Da außerhalb eines Wiederbeschaffungszeitraums keine Lieferunfähigkeit auftritt, darf angenommen werden, dass die Lagerbestandsentwicklung außerhalb eines Wiederbeschaffungszeitraums konstant und kontinuierlich verläuft. Um die Abweichungen von den tatsächlichen Werten zu minimieren, wird diese Konstante gleich dem Durchschnitt der Periodenbedarfe gesetzt, also dem Erwartungswert $E(D)$, wie dies in Abbildung 3 dargestellt ist (es sei daran erinnert, dass die Zufallsvariable D die Periodennachfrage beschreibt).

Zu einer konkreten Bestellung mit einer zufälligen Lieferzeit (l) liegt eine zufällige Summe (y^*) aus dem Defizit (u) (gegenüber dem Bestellbestand) zu Beginn der Wiederbeschaffungszeit und dem gesamten Bedarf (y) in der Wiederbeschaffungszeit vor, die als Gesamtnachfrage $y^* = y + u$ in der Wiederbeschaffungszeit bezeichnet wird, und die wie Abbildung 3 zeigt, kleiner oder genauso groß wie ihr durchschnittlicher Wert $(E(U) + E(D)) \cdot E(L)$

oder sogar größer als der Bestellbestand s_{opt} sein kann; in Abbildung 3 ist der Fall $y^* = E(U) + E(D) \cdot E(L)$ eingezeichnet (es sei daran erinnert, dass die Zufallsvariable U das Defizit und die Zufallsvariable L die Lieferzeit beschreibt). Das stochastische Verhalten von den auftretenden Summen (y^*) wird durch eine Zufallsvariable

Y^* beschrieben. Zunächst wird eine stetige Zufallsvariable mit der Dichte ϕ_{Y^*} angenommen. Bewirkt eine konkrete

zufällige Summe y^* einen Fehlbestand (es gilt: $y^* \geq s_{opt}$), so hat dieser die Höhe $(y^* - s_{opt})$. Damit ist

$$\beta = \frac{E(D) - E(F)}{E(D)} \text{ ergibt: } \beta = 1 - \frac{E(F_{Y^*}(s_{opt}))}{q_{opt}}$$

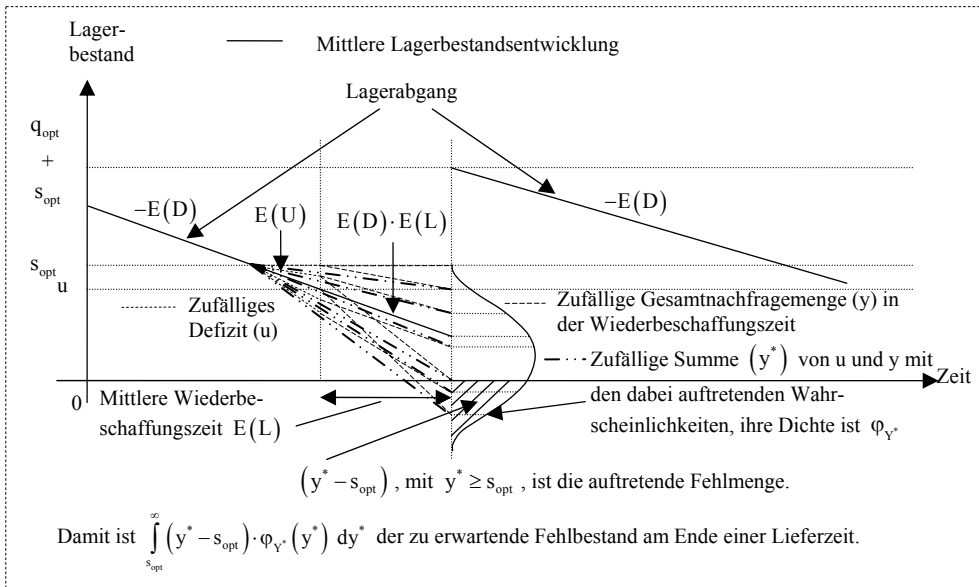


Abbildung 3: Mittlere Bestandsentwicklung bei stochastischer Nachfrage und Wiederbeschaffungszeit sowie beispielhafte zufällige Gesamt-Nachfragemengen

$E(I_{Y^*}^{f,End}(s_{opt})) = \int_{s_{opt}}^{\infty} (y^* - s_{opt}) \cdot \phi_{Y^*}(y^*) dy^*$ der zu erwartende Fehlbestand am Ende einer Lieferzeit bzw. eines Beschaffungszyklus. Ist sogar $y^* \geq s_{opt} + q_{opt}$, so liegt eine Fehlmenge zu Beginn eines Beschaffungszyklus vor. Damit ist der zu erwartende Fehlbestand am Anfang von einem Beschaffungszyklus bestimmt durch

$$E(I_{Y^*}^{f,Anf}(s_{opt})) = \int_{s_{opt} + q_{opt}}^{\infty} (y^* - s_{opt} - q_{opt}) \cdot \phi_{Y^*}(y^*) dy^*$$

Folglich ist $E(F_{Y^*}(s_{opt})) = E(I_{Y^*}^{f,End}(s_{opt})) - E(I_{Y^*}^{f,Anf}(s_{opt}))$ die zu erwartende Fehlmenge von einem Beschaffungszyklus. Da damit alle auftretenden (zu erwartenden) Fehlmengen berücksichtigt sind, ergibt ihre Division durch die zu erwartende Anzahl an Perioden in einem Beschaffungszyklus die zu erwartende Fehlmengen pro Periode. Da die Fehlmenge annahmegemäß vorgemerkt wird, ist die mittlere Lagerbestandsentwicklung kontinuierlich und konstant und zwar mit dem Erwartungswert $E(D)$ als konstanten Bedarf. Sie hat den in Abbildung 4 dargestellten Verlauf. Daraus folgt, dass die Bestellzyklen und die Beschaffungszyklen im Mittel den gleichen Verbrauch haben und dieser gleich der Bestellmenge q_{opt} ist. Damit ist $\frac{q_{opt}}{E(D)}$ die zu erwartende Anzahl an Perioden in einem Beschaffungszyklus und folglich ist die zu erwartende Fehlmenge pro Periode

gerade $\frac{E(F_{Y^*}(s_{opt}))}{q_{opt}} \cdot E(D)$. Sein Einsetzen in

$$\beta = 1 - \frac{E(F_{Y^*}(s_{opt}))}{q_{opt}}$$

Damit lautet die konkrete Berechnungsformel für den Fall einer kontinuierlichen Zufallsvariable Y^* :

$$\beta(s_{opt}) = 1 - \frac{\int_{s_{opt}}^{\infty} (y^* - s_{opt}) \cdot \phi_{Y^*}(y^*) dy^* - \int_{s_{opt} + q_{opt}}^{\infty} (y^* - s_{opt} - q_{opt}) \cdot \phi_{Y^*}(y^*) dy^*}{q_{opt}}$$

Ist Y^* diskret, so berechnet sich der Erwartungswert des Fehlbestands am Anfang eines Beschaffungszyklus durch

$$E(I_{Y^*}^{f,Anf}(s_{opt})) = \sum_{y^* = s_{opt} + q_{opt} + 1}^{y_{max}} (y^* - s_{opt} - q_{opt}) \cdot P(Y^* = y^*)$$

und am Ende eines Beschaffungszyklus durch

$$E(I_{Y^*}^{f,End}(s_{opt})) = \sum_{y^* = s_{opt} + 1}^{y_{max}} (y^* - s_{opt}) \cdot P(Y^* = y^*), \text{ wobei bei}$$

nicht nach oben beschränkten zufälligen Summen $y^* y_{max}$ durch ∞ ersetzt wird. Dann gilt für den β -Servicegrad:

$$\beta(s_{opt}) = 1 - \frac{\sum_{y^* = s_{opt} + 1}^{y_{max}} (y^* - s_{opt}) \cdot P(Y^* = y^*) - \sum_{y^* = s_{opt} + q_{opt} + 1}^{y_{max}} (y^* - s_{opt} - q_{opt}) \cdot P(Y^* = y^*)}{q_{opt}}$$

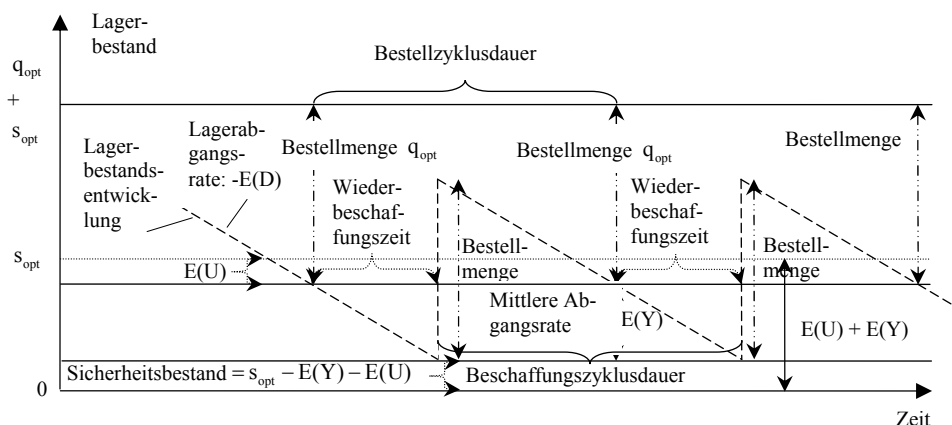


Abbildung 4: Entwicklung des mittleren physischen Lagerbestands bei einer (s,q)-Lagerhaltungspolitik

Simultane Berechnung von Bestellniveau und Losgröße

Für die Bestimmung von s_{opt} ist zu berücksichtigen, dass die erwartete Fehlmengene $E(F_{Y^*}(s_{opt}))$ keine stetige Funktion ist; es also möglich ist, dass kein s_{opt} mit $E(F_{Y^*}(s)) = (1 - \beta(s)) \cdot q_{opt}$ existiert. Da $E(F_{Y^*}(s))$ eine monoton fallende Funktion ist, ist der gesuchte Bestellbestand s_{opt} das kleinste s mit $E(F_{Y^*}(s)) \leq (1 - \beta(s)) \cdot q_{opt}$.

Entscheidend für die Berechnung des β -Servicegrad sind die beiden Integrale bzw. die beiden Summen. Sie werden in der Stochastik unter der Bezeichnung Verlustfunktion 1. Ordnung diskutiert. Formal lautet für eine Zufallsvariable X mit einer kontinuierlichen Verteilung (Dichte $\phi_X(z)$) die Verlustfunktion 1. Ordnung:

$$\Phi_X^1(s) = \int_x^\infty (z - s) \cdot \phi_X(z) dz$$

Ist X eine diskrete Zufallsvariable, so lautet die Verlustfunktion 1. Ordnung:

$$\Phi_X^1(s) = \sum_{x=x_{min}}^{x_{max}} (x - s) \cdot P(X = x),$$

wobei x_{min} der minimale und x_{max} der maximale Wert aus dem Wertevorrat von X ist; gegebenenfalls ist für $x_{min} - \infty$ und für $x_{max} \infty$ zu verwenden.

Unberücksichtigt blieben bisher die Bestell- und Lagerkosten. Zunächst zu den Bestellkosten. Bezogen auf eine Bestellmenge von q dauert im Mittel ein Bestellzyklus

$$\frac{q}{E(D)}$$

Perioden. Mit dem variablen Produktionskostensatz c pro Mengeneinheit betragen die variablen Produktionskostensatz in einem Bestellzyklus im Mittel $c \cdot q$ Geldeinheiten. Wegen den fixen Rüstkosten von K Geldeinheiten lauten die Bestellkosten in einem Bestellzyklus im Mittel $K + c \cdot q$ Geldeinheiten. Damit

lauten die erwarteten Bestellkosten pro Zeiteinheit bzw.

$$\text{Periode } E(BK) = \frac{K + c \cdot q}{q} = (K + c \cdot q) \cdot \frac{E(D)}{q}$$

(Herrmann 2009) wurde nachgewiesen, dass die erwarteten Lagerhaltungskosten bei einem Lagerkostensatz h pro Mengeneinheit und Periode berechnet werden durch:

$$E(LK) = \left(s - E(Y^*) + \frac{q}{2} \right) \cdot h$$

$E(BK) + E(LK)$ sind die zu minimierenden Gesamtkosten, wobei der β -Servicegrad

$$\frac{E(F_{Y^*}(s))}{q_{opt}} - (1 - \beta(s)) \leq 0$$

einzuhalten ist; also Über die Bildung einer Lagrange-Funktion kann diese Restriktion in die Gesamtkostenfunktion integriert werden, so dass mit Methoden aus der Analysis das Minimierungsproblem gelöst werden kann. Dazu wird diese Restriktion mit einem Lagrange-Multiplikator (κ) multipliziert und der resultierende Term wird in die oben genannte Kostenfunktion als Summand eingefügt. Allerdings weicht seine Einheit von denen der restlichen Terme ab. Dies ist durch Multiplikation mit $E(D)$ zu korrigieren, so dass insgesamt die folgende Lagrange-Funktion (Kostenfunktion) entsteht:

$$L(q, s, \kappa) = (K + c \cdot q) \cdot \frac{E(D)}{q} + \left(s - E(Y^*) + \frac{q}{2} \right) \cdot h + \kappa \cdot E(D) \cdot \left(\frac{E(F_{Y^*}(s))}{q} - (1 - \beta) \right)$$

Interessant ist an dieser Stelle der Vergleich zur Kostenfunktion im Optimierungsmodell für die Minimierung der Fehlmengenkosten; s. (Herrmann 2009).

$$\text{Statt dem Term } \kappa \cdot E(D) \cdot \left(\frac{E(F_{Y^*}(s))}{q} - (1 - \beta) \right)$$

enthält sie die expliziten Fehlmengenkosten $p \cdot \frac{E(D)}{q} E(F_{Y^*}(s))$.

$$p \cdot \frac{E(D)}{q} E(F_{Y^*}(s))$$

Wegen dieses Zusammenhangs kann der Lagrangefaktor κ als impliziter Kostensatz (marginale

Opportunitätskosten) interpretiert werden. Beim Vorliegen einer kontinuierlichen Verteilungsfunktion für die Zufallsvariable Y^* führt die Anwendung der Karush-Kuhn-Tucker-Bedingung zur folgenden Lösung des Minimierungsproblems; im Kern wird mit den ersten partiellen Ableitungen der zu minimierenden Gesamtkostenfunktion und der Restriktion ein Gleichungssystem zur Bestimmung der drei Parameter aufgestellt und gelöst.

Formel 1:

$$q_{opt} = \sqrt{\frac{2 \cdot E(D) \cdot (K + \kappa_{opt} \cdot E(F_{Y^*}(s_{opt})))}{h}}$$

Formel 2:

$$\kappa_{opt} = \frac{h \cdot q_{opt}}{E(D) \cdot (P(Y^* \leq s_{opt} + q_{opt}) - P(Y^* \leq s_{opt}))}$$

und

Formel 3:

$$E(F_{Y^*}(s_{opt})) = \int_{s_{opt}}^{\infty} (y^* - s_{opt}) \cdot \varphi_{Y^*}(y^*) dy^* - \int_{s_{opt} + q_{opt}}^{\infty} (y^* - s_{opt} - q_{opt}) \cdot \varphi_{Y^*}(y^*) dy^* = (1 - \beta) \cdot q_{opt}$$

Eine Lösung für $(q_{opt}, s_{opt}, \kappa_{opt})$ wird iterativ wie folgt bestimmt: Zunächst wird eine Anfangslösung für die Bestellmenge (q_1) errechnet, in dem Fehlmengen ausgeschlossen werden; dazu kann implizit $E(F_{Y^*}(s_{opt})) = 0$ in Formel 1 gesetzt werden. Diese Anfangsbestellmenge wird in Formel 3 eingesetzt, wodurch eine Anfangsfehlmenge und ein Anfangsbestellbestand berechnet werden. Wird dieser Anfangsbestellbestand in Formel 2 eingesetzt, so ergibt sich der Anfangswert für den Lagrange-Multiplikator κ . Das Einsetzen dieses Anfangswerts für den Lagrangefaktor und der Anfangsfehlmenge in Formel 1 liefert die zweite Bestellmenge. Über Formel 3 wird zunächst die zweite Fehlmenge und dann der zweite Bestellbestand berechnet. Formel 2 liefert den zweiten Lagrange-Multiplikator. Dieses Vorgehen wird solange wiederholt, bis zwei aufeinander folgende Bestellmengen und Bestellbestände nahezu identisch sind; ein vergleichbarer Algorithmus ist in (Herrmann 2009) angegeben worden.

Die in der 1. Iteration berechnete Bestellmenge basiert auf einer im Allgemeinen erheblichen Unterschätzung des optimalen Lagrange-Multiplikators κ_{opt} und damit auf einer Überschätzung des optimalen Bestellbestands s_{opt} , weswegen die zuerst berechnete Bestellmenge niedriger als die optimale Bestellmenge q_{opt} ist. Für die lagerbedingte Lieferzeit eines Auftrags hat dies zur Folge, dass im Vergleich zur kostenminimalen Situation ein zu geringer Anteil des „Lieferzeit-Risikos“ durch die Höhe der

Bestellmenge absorbiert wird. Denn je höher die Bestellmenge ist, umso länger ist ein durchschnittlicher Bestellzyklus und umso geringer ist der relative Anteil der Länge der Wiederbeschaffungszeit, in der in der Regel eine lagerbedingte Lieferzeit auftreten kann, an der Gesamtlänge eines Bestellzyklus. Dies führt zu einer Unterschätzung der Fehlmenge pro Periode. Wegen eines positiven Lagrange-Multiplikators und eines vorhandenen Fehlbestands steigt die Schätzung der optimalen Bestellmenge in der zweiten Iteration, wodurch die Bestellmenge nun einen höheren Anteil des „Lieferzeit-Risikos“ absorbiert. Dies erhöht die Fehlmenge und bewirkt eine geringere Überschätzung des optimalen Bestellbestands s_{opt} . Aus der Fortsetzung dieser Argumentation ergibt sich, dass die Bestellmengen monoton ansteigen, die Bestellbestände monoton fallen und die Lagrange-Multiplikatoren monoton ansteigen. Dieser Anstieg der Bestellmengen bei gleichzeitiger Verringerung der Bestellbestände bedeutet, dass ein Teil der Risikoabsicherung vom Sicherheitsbestand auf den durch die Bestellmenge beeinflussten Grundlagerbestand verschoben wird. Da der Bestellbestand nicht beliebig klein wird und die Bestellmenge nicht beliebig hoch wird, konvergieren die Bestellmengen und die Bestellbestände gegen endliche Schranken q und s . Ferner lässt sich nachweisen, dass die Folge der Beträge der Differenzen von aufeinanderfolgenden Bestellmengen und Bestellbeständen monoton fallen. Deswegen terminiert der Algorithmus, wenn die Schleife beendet wird, sofern diese beiden Beträge erstmalig kleiner als ein fest vorgegebenes ϵ sind, und die Bestellmenge und der Bestellbestand der letzten Iteration habe eine geringe Abweichung zu den Schranken q und s .

Damit stellt das Verfahren eine schrittweise Anpassung der vorläufigen Schätzwerte der Bestellmenge und des Bestellbestands (sowie der Fehlmenge und des Lagrange-Multiplikators) an ihre optimalen Werte dar. Das optimale Verhältnis von Bestellbestand und Bestellmenge ist dann erreicht, wenn eine kostenminimale Verteilung des „Lieferzeit-Risikos“ auf die Bestellmenge q und den Bestellbestand s vorliegt.

Bei manchen Datenkonstellationen liegt die optimale Lösung bereits nach der ersten Iteration vor. In diesem Fall wird die optimale Bestellmenge durch

$$q_{opt} = \sqrt{\frac{2 \cdot E(D) \cdot K}{h}}, \text{ also } \kappa_{opt} = 0, \text{ berechnet; hierbei}$$

handelt es sich um die optimale Bestellmenge im von Ford W. Harris bereits 1915 vorgestellten klassischen Losgrößenmodell mit konstantem Bedarf, bei dem von einer unendlichen Produktionsgeschwindigkeit, also einem unmittelbaren (i.e. unendlich schnellen) Lagerzugang, ausgegangen wird. Diese Lagerhaltungspolitik wird in der Literatur als (s, q) -Lagerhaltungspolitik mit periodischer Bestandsüberwachung bezeichnet. Ist zum Zeitpunkt der Auslösung einer Lagerbestellung der disponible Lagerbestand stets genau gleich dem Bestellbestand s , so ist das Defizit U stets gleich Null. Diese Eigenschaft eines Bestellbestands liegt genau dann vor, wenn

- (a) der disponible Lagerbestand nach jedem Abgang vom disponiblen Lagerbestand überwacht wird und
- (b) die nachgefragte Menge zwischen zwei aufeinander folgenden Inspektionen des Lagers entweder 0 oder 1 ist.

In diesem Fall wird von einer (s,q)-Lagerhaltungspolitik mit kontinuierlicher Bestandsüberwachung gesprochen. Es sei erinnert, dass diese Lagerhaltungspolitik in der Literatur auch dann angewandt wird, wenn die beiden Bedingungen nicht erfüllt sind.

Demgegenüber beeinflussen sich Bestellmenge und Bestellbestand bei manchen Datenkonstellationen so stark, dass erst nach vielen Iterationen des obigen Algorithmus (nahezu) optimale Werte gefunden werden. Aufgrund der oben vorgestellten Konvergenzanalyse liegt generell eine Unterschätzung der Bestellmenge vor. Daher ist zu erwarten, dass dieser Effekt bei zunehmendem Lagerhaltungskostensatz (h) (und auch bei geringen fixen Bestellkosten) zunehmend deutlicher auftritt. Wie ebenfalls bei der Konvergenzanalyse begründet worden ist, führt ein zu geringer relativer Anteil der Länge der Wiederbeschaffungszeit, in der allein eine lagerbedingte Lieferzeit auftreten kann, an der Gesamtlänge eines Bestellzyklus, zu einer Überschätzung des Bestellbestands. Diese Situation tritt bei einer zunehmenden Lieferzeit zunehmend deutlicher auf. Die variablen Produktions- und Bestellkosten (c) beeinflussen die Berechnung der Bestellmenge (nach Formel 1) und des Bestellbestands (nach Formel 3) nicht, weswegen dieser Parameter diesen Effekt nicht hervorruft. Der Parameter c beeinflusst die zu minimierenden Gesamtkosten durch einen von der Berechnung der Bestellmenge (q) und dem Bestellbestand (s) unabhängigen Term, nämlich E(BK). Deswegen liegt eine zunehmende (und schließlich signifikante) Kostenreduktion durch die Anwendung des Verfahrens bei zunehmender Verringerung dieses Kostensatzes vor.

Ist die Nachfrage in der Wiederbeschaffungszeit einschließlich des Defizits diskret verteilt, so sind in den obigen Berechnungsformeln für die simultane Berechnung von Bestellbestand und Bestellmenge bzw. in dem Algorithmus die Verlustfunktion 1. Ordnung für eine kontinuierliche Verteilung durch die Verlustfunktion 1. Ordnung für eine diskrete Verteilung zu ersetzen und die Verteilungsfunktion ist diskret. Genauso wie bei einer kontinuierlichen Verteilung ist auch hier zu erwarten, dass die Bestellmengen ansteigen und die Bestellbestände abnehmen. Allerdings könnte in der Nähe des Optimums die Bestellmenge die optimale Bestellmenge überschreiten und der Bestellbestand den optimalen Bestellbestand unterschreiten, wodurch eine Verschlechterung auftreten könnte, die in der nächsten Iteration wieder korrigiert werden dürfte. Dies könnte eine Divergenz des Verfahrens zur Folge haben. In diesem Fall böte sich ein Abbruch des Verfahrens mit einer voraussichtlich suboptimalen Lösung an.

Berücksichtigung des Defizits

Für die Anwendung der Berechnungsformeln ist die Kenntnis der Verteilung Y^* zu der Summe aus der Nachfrage in der Wiederbeschaffungszeit (y) und dem Defizit (u) (gegenüber dem Bestellbestand) zu Beginn der Wiederbeschaffungszeit, also der Gesamtnachfrage $y^* = y + u$ in der Wiederbeschaffungszeit, erforderlich.

Im Folgenden wird sie auf die Verteilung zu den Periodennachfragemengen (D) und bei zufälligen Lieferzeiten auch auf deren Verteilung (L) zurückgeführt. In beiden Fällen handelt es sich bei der Verteilung der Nachfrage in der Wiederbeschaffungszeit (Y) um eine Summe von Zufallszahlen. Bei stochastische

Wiederbeschaffungszeiten lautet sie: $Y = \sum_{i=1}^L D_i$.

$E(Y) = E(L) \cdot E(D)$ ist ihr Erwartungswert und $Var(Y) = E(L) \cdot Var(D) + Var(L) \cdot (E(D))^2$ ist

ihre Varianz (der Nachweis ist in auf [Herr09a] angegeben). Bei einer konstanten Lieferzeit ergeben sich der Erwartungswert und die Varianz dadurch, dass in den Formeln $Var(L) = 0$ gesetzt wird (dies führt zu den in [Herr09a] genannten Formeln). Für das Defizit (u) können keine Aufzeichnungen existieren, da diese erst nach dem Implementieren einer (s,q)-Lagerhaltungspolitik gemessen werden können. Allerdings werden die stochastischen Eigenschaften der Zufallsvariable zum Defizit (U) maßgeblich durch die Verteilung zu den Periodennachfragemengen beeinflusst. Nach der Erneuerungstheorie lässt sich die Verteilungsfunktion zu U durch die folgende Formel approximieren, sofern die Bestellmenge im Vergleich zur mittleren Periodennachfragemenge ($E(D)$) groß ist. Im

kontinuierlichen Fall gilt $\Phi_U(u) \approx \frac{1}{E(D)} \cdot \int_0^u [1 - \Phi_D(d)] dd$

für $u \geq 0$ und im diskreten Fall ist

$$P(U = u) \approx \frac{1 - P(D \leq u)}{E(D)} = \frac{\sum_{d=u+1}^{\infty} P(D = d)}{E(D)} \quad \text{die}$$

Wahrscheinlichkeit (s. [Karl58]). Es darf davon ausgegangen werden, dass das Defizit U und die Periodennachfragemenge D stochastisch unabhängige Zufallsvariablen sind. Ebenfalls mit der Erneuerungstheorie ist der Erwartungswert des Defizits

$$E(U) = \frac{(E(D))^2 + Var(D)}{2 \cdot E(D)}$$

und die Varianz des Defizits berechnet sich durch

$$\text{Var}(U) = \frac{E((D - E(D))^3)}{3 \cdot E(D)} + \frac{1}{2} \text{Var}(D) \cdot \left[1 - \frac{\text{Var}(D)}{2 \cdot E(D)^2} \right] + \frac{1}{12} \cdot E(D)^2.$$

Wegen

$$Y^* = Y + U \text{ ist } E(Y^*) = E(Y) + E(U) \text{ und}$$

$$\text{Var}(Y^*) = \text{Var}(Y) + \text{Var}(U).$$

Wie im Leitfaden noch näher begründet werden wird, tritt in der industriellen Praxis häufig eine Normalverteilung für die Periodennachfragemengen D auf und die Lieferzeit ist entweder konstant oder ebenfalls normalverteilt. Dann ist die Nachfrage in der Wiederbeschaffungszeit normalverteilt und es darf unterstellt werden, dass die Gesamtnachfrage in der Wiederbeschaffungszeit ebenfalls einer Normalverteilung folgt. Mit den oben genannten Formeln werden ihre charakterisierende Größen, nämlich ihr Erwartungswert und ihre Varianz berechnet. Statt einer Normalverteilung tritt auch noch eine Gammaverteilung auf. Hierfür gilt die gleiche Aussage. Aus ihrem Erwartungswert und ihrer Varianz lassen sich ihre charakterisierenden Parameter, nämlich der Skalenparameter k und der Formparameter α ,

$$\text{durch } k = \frac{E(Y^*)}{\sigma^2(Y^*)} \text{ und } \alpha = \frac{E^2(Y^*)}{\sigma^2(Y^*)} \text{ berechnen.}$$

3. LEITFADEN ZUR BESTIMMUNG DER STEUERUNGSPARAMETER ZUR LAGERHALTUNG

Erfüllung der Verfahrensparameter

Für die Anwendung der Lagerhaltungsverfahren in der industriellen Praxis ist ein langer Planungshorizont (T), der als unendlich lang angesehen werden kann, zu unterstellen und die in diesem Planungshorizont anfallenden Periodenbedarfe und bei zufälligen Wiederbeschaffungszeiten auch diese bilden einen quasi-stationären stochastischen Prozess, d.h. sie lassen sich durch stochastisch unabhängige und identisch verteilte Zufallsvariablen mit einem endlichen Mittelwert und einer endlichen Streuung beschreiben.

Eine gravierende Einschränkung für viele industrierelevante Probleme ist die Forderung nach stochastischer Unabhängigkeit. Allerdings kann auf so genannte dynamische Sicherheitsäquivalente, aus der stochastischen dynamischen Optimierung, zurückgegriffen werden, mit denen der stochastische Prozess durch gewisse als Prognosen deutbare bedingte Erwartungswerte beschrieben werden kann. Daher wird vorgeschlagen, das Vorliegen von stochastischer Unabhängigkeit anzunehmen.

Die restliche Bedingung impliziert, dass die jüngsten Vergangenheitswerte zu den Periodenbedarfen und den Wiederbeschaffungszeiten über einen langen Zeitraum bekannt sind, und diese müssen einen im Zeitablauf konstanten Mittelwert und eine im Zeitablauf konstante

Streuung besitzen. Für den Leitfaden wird vorgeschlagen, beim Erfüllen dieser Bedingung die eigentliche restliche Bedingung als erfüllt anzusehen. Produkte mit einem ausgeprägten Lebenszyklus haben keinen Bedarfsverlauf mit einem im Zeitablauf konstanten Mittelwert und einer im Zeitablauf konstanten Standardabweichung. Diese Bedingung wird in der Regel auch in der Anlaufphase und am Ende von einem Lebenszyklus eines Produkts verletzt. Auf solche Produkte sind die oben erläuterten stochastischen Lagerhaltungspolitiken nicht anwendbar und werden deswegen von der weiteren Betrachtung ausgeschlossen.

Kostensätze

Für die Anwendung der einzelnen Varianten der (s,q)-Lagerhaltungspolitik werden für jedes Produkt seine konkreten Kostensätze, die Verteilung seiner Nachfrage in der Wiederbeschaffungszeit einschließlich des Defizits und sein Servicegrad benötigt.

Bei den Kostensätzen sind die fixen Rüstkosten und der Lagerkostensatz anzugeben. Nach den Überlegungen in (Gudehus 2003) sind die fixen Rüstkosten bestimmt durch Bestellmengenkosten (k_{NAuf}), spezifische Transportkosten (k_{TrLE}), spezifische Einlagerkosten (k_{Lein}) und das Fassungsvermögen der Ladeeinheiten (C_{LE}) über die Formel $(k_{NAuf} + (k_{TrLE} + k_{Lein}) \cdot (C_{LE} - 1) / 2 \cdot C_{LE})$. Der Lagerkostensatz ist bestimmt durch Beschaffungspreis/Verbrauchseinheit (P_{VE}), den Lagerzinssatz (z_L), der sich aus einem Kapazitätszinssatz und einem Risikozinssatz zusammensetzt, den Lagerordnungsfaktor (f_{LO}), den spezifischen Lagerplatzkosten (k_{LPI}) sowie das Fassungsvermögen der Ladeeinheiten (C_{LE}) über die Formel

$$\left(P_{VE} \cdot z_L + 2 \cdot f_{LO} \cdot \frac{k_{LPI}}{C_{LE}} \right).$$

Vorliegende Verteilungen

Für die Anwendung der einzelnen Varianten der (s,q)-Lagerhaltungspolitik ist eine konkrete Verteilung notwendig. Im Folgenden wird zunächst untersucht, welche Verteilungen auftreten. Generell handelt es sich bei den Periodenbedarfen, den Lieferzeiten, den Nachfragen in den Wiederbeschaffungszeiten und den Defiziten um Zeitreihen. Die zu einer Zeitreihe gehörende diskrete Verteilung ist das Histogramm zu dieser Zeitreihe. In vielen Fällen handelt es sich sogar um eine kontinuierliche Verteilung; dies ist hilfreich, da dann die Verlustfunktion 1. Ordnung oftmals geschlossen gelöst werden kann. Nach der schließenden Statistik kann mit dem Kolmogorov-Smirnov Test überprüft werden, ob eine vorgegebene (kontinuierliche) Verteilung Φ vorliegt. Es sei daran erinnert, dass für den Kolmogorov-Smirnov Test auch die charakterisierenden Parameter von Φ bekannt sein müssen (beispielsweise sind dies bei einer Normalverteilung der Erwartungswert und die Streuung), die über die vorliegenden Vergangenheitswerte berechnet werden.

Nach den Überlegungen über Prognoseverfahren (s. z.B. Herrmann 2009) lässt sich eine konkret vorliegende Zeitreihe in die dort genannten Typen von Zeitreihenverläufen einordnen. Zu diesen Zeitreihenverläufen existieren sehr gute Prognoseverfahren mit bekannten oder zu erwartenden theoretischen Verteilungen ihrer Prognosewerte. Häufig handelt es sich sogar um kontinuierliche Verteilungen, die für den Kolmogorov-Smirnov Test verwendet werden sollten. Da ein Zeitreihenverlauf quasi stationär ist, sind nach den in der Literatur üblichen Typen von stationären Bedarfsverläufen, wie sie beispielsweise in (Herrmann 2009) angegeben sind, der regelmäßige, der saisonale und der unregelmäßige Zeitreihenverlauf zu betrachten. Aufgrund der Anfangsbuchstaben wird diese Klassifizierung von Zeitreihenverläufen als RSU-Klassifizierung bezeichnet; ihre konkreten Ausprägungen werden in den nun folgenden Überlegungen präzisiert.

Zunächst wird der Fall eines regelmäßigen Zeitreihenverlaufs betrachtet. Ein konstanter Zeitreihenverlauf lässt sich durch den (n-periodischen) gleitenden Durchschnitt prognostizieren. Wie in (Herrmann 2009) ausführlich begründet worden ist, folgen die Prognosewerte einer Normalverteilung, sofern n hinreichend hoch ist; es sei betont, dass wegen der Annahme eines unendlich langen Betrachtungshorizonts ein solches n gebildet werden kann. Deswegen darf eine Normalverteilung für die Prognosewerte unterstellt werden. Für das alternative Verfahren, die exponentielle Glättung erster Ordnung, gilt dies nach (Herrmann 2009) nicht; allerdings existiert ein asymptotischer Zusammenhang zwischen beiden Verfahren, so dass auch in diesem Fall eine Normalverteilung für die Prognosewerte unterstellt werden darf.

Deswegen wird im Leitfaden getestet, ob die konkrete Zeitreihe einer Normalverteilung folgt. Einzige Ausnahme ist das Vorliegen einer relativ zum Erwartungswert hohen Streuung, da dann negative Periodennachfragen oder Wiederbeschaffungszeiten in der Approximation berücksichtigt werden. Da negative Periodennachfragen oder Wiederbeschaffungszeiten tatsächlich nicht auftreten, weicht die Approximation von der tatsächlichen Zeitreihe ab, und deswegen sollte eine solche Approximation nicht verwendet werden. Anderenfalls werden Steuerungsgrößen berechnet, die zu einer Überschätzung des Servicegrads führen. Ausgeschlossen werden nicht vernachlässigbare Wahrscheinlichkeiten für negative Werte bei der Verwendung einer Gammaverteilung, so dass beim Auftreten einer hohen Streuung auf das Vorliegen einer Gammaverteilung getestet werden sollte.

Liegt zusätzlich ein saisonaler Einfluss vor, so bietet sich eine Prognose durch die multiple lineare Regressionsrechnung an. Nach (Herrmann 2009) folgen seine Prognosefehler einer Normalverteilung. Daher ist es plausibel anzunehmen, dass auch die Prognosewerte einer Normalverteilung folgen. Deswegen soll auf das Vorliegen einer Normalverteilung getestet werden. Da

auch hier starke Streuungen auftreten können, wird zusätzlich getestet, ob eine Gammaverteilung vorliegt.

Nun wird das Vorliegen eines unregelmäßigen Zeitreihenverlaufs betrachtet. Ist der Zeitreihenverlauf nicht sporadisch, aber stark schwankend, so darf nach den oben vorgestellten Überlegungen von einer Gammaverteilung ausgegangen werden. Folglich wird im Leitfaden die Zeitreihe auf das Vorliegen einer Gammaverteilung getestet.

Nun werden die beiden anderen Varianten eines unregelmäßigen Zeitreihenverlaufs, nämlich das Vorliegen von einem sporadischen Zeitreihenverlauf, der stark schwankend sein darf, behandelt. Nach (Schneider 1979) wird sie am ehesten durch eine Gammaverteilung approximiert, so dass auf ihr Vorliegen getestet wird.

Somit treten als kontinuierliche Verteilungen nur die Normalverteilung und die Gammaverteilung auf. Es sei betont, dass aufgrund des zentralen Grenzwertsatzes aus der Stochastik viele Zeitreihen einer Normalverteilung genügen; die Analyse zu Prognosewerten in (Herrmann 2009) basiert auf dem zentralen Grenzwertsatz. Für diese und eine diskrete Verteilung ist die Verlustfunktion 1. Ordnung

(Φ^1) zu berechnen. Für eine Normalverteilung lässt sie sich auf diejenige zu der Standardnormalverteilung zurückführen und lautet

$$\Phi^1_{\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)}(s) = \sigma(Y^*) \cdot \Phi^1_{\mathcal{N}(0,1)}\left(\frac{s-\mu}{\sigma}\right),$$

mit dem Mittelwert μ und der Streuung σ (s. z.B. [Herr09a]). Mit dem Mittelwert μ und Streuung σ lautet im Fall einer Gammaverteilung die Verlustfunktion 1. Ordnung

$$G^1(s) = \frac{k}{\alpha} - s - \frac{k}{\alpha} \cdot I(k+1, s \cdot \alpha) + s \cdot I(k, s \cdot \alpha)$$

mit dem Skalensparameter $k = \frac{\mu}{\sigma^2}$ und dem Formparameter

$$\alpha = \frac{\mu^2}{\sigma^2} \quad (\text{s. z.B. (Tempelmeier 2005)});$$

dabei ist $I(k, x \cdot \alpha)$ die so genannte „incomplete gamma function“, die die Wahrscheinlichkeit dafür angibt, dass die zugehörige gammaverteilte Zufallsvariable kleiner oder gleich x ist. Im Fall einer diskreten Verteilung liegt eine ggf. zufällige Summe von Zufallsvariablen vor, die durch die mehrfache Anwendung der Faltungsformel auf eine Summe über Periodenbedarfe zurückgeführt werden kann (s. z.B. (Tempelmeier 2005)).

Grundstruktur des Vorgehens bei einer konkreten Unternehmenssituation

In einer konkreten Unternehmenssituation wird aus den jüngsten Vergangenheitswerten zu den Periodenbedarfen und den Wiederbeschaffungszeiten über einen langen Zeitraum jeweils ein Histogramm erstellt, das die jeweilige empirisch gefundene Verteilung in Form einer diskreten Verteilung beschreibt. Durch den Kolmogorov-Smirnov Test auf eine Normalverteilung und eine Gammaverteilung kann eventuell statt der diskreten Verteilung eine der beiden kontinuierlichen Verteilungen

verwendet werden. Mit den oben vorgestellten Formeln wird aus diesen die Verteilung der Gesamtnachfrage in der Wiederbeschaffungszeit berechnet. Wird für jedes Produkt ein Servicegrad festgelegt, so liegen alle Informationen zur Anwendung eines der Varianten der (s,q)-Lagerhaltungspolitik vor. Selbst für die aufwendigste Variante der simultanen Berechnung von der Bestellmenge und dem Bestellbestand sowie bei der Verwendung von einer diskreten Verteilung benötigt ein Computer nur eine geringe Rechenzeit. Da diese Steuerungsparameter einmal eingestellt werden, nämlich für einen relativ langen Planungszeitraum T, könnte das optimale Verfahren für jedes Produkt angewendet werden.

Die Lösungsgüte ist jedoch bestimmt, wie gut die Kostensätze und die Verteilungen (letztlich die der Gesamtnachfrage in der Wiederbeschaffungszeit) die industrielle Realität im Planungszeitraum T abbildet. Seitens der Kostensätze beeinflussen der Rüst- und der Lagerhaltungskostensatz die optimale Bestellmenge. Im klassischen Losgrößenmodell mit konstantem Bedarf sind die Kosten relativ unempfindlich gegenüber Abweichungen von der optimalen Bestellmenge (siehe hierzu z.B. (Herrmann 2009)), weswegen Ungenauigkeiten im Rüst- oder Lagerhaltungskostensatz vergleichsweise geringe Auswirkungen (eben auf die Kosten) haben. Sofern eine Abweichung von der optimalen Bestellmenge nur einen geringen Einfluss auf den optimalen Bestellbestand hat, unterscheiden sich die Kostenfunktion in diesem klassischen Modell und $E(BK) + E(LK)$ nur durch eine Konstante. Dann gilt die obige Sensitivitätsaussage (für das klassische Modell) selbst bei der simultanen Berechnung von Bestellmenge und Bestellbestand; in jedem Fall gilt sie bei der Berechnung der optimalen Bestellmenge wie bei diesem klassischen Modell. Wie bei der Analyse bei der simultanen Berechnung von Bestellmenge und Bestellbestand begründet worden ist, haben variable Produktions- und Bestellkosten einen deutlichen Einfluss auf die Gesamtkosten. Starken Einfluss auf die Lösungsgüte hat die Genauigkeit der Verteilung der Gesamtnachfrage in der Wiederbeschaffungszeit; s. hierzu z.B. (Herrmann 2009) oder (Tempelmeier 2005). Dies betrifft sowohl die Genauigkeit der Vergangenheitswerte als auch die Prozeßgenauigkeit, also die tatsächliche Einhaltung der Verteilung im Planungszeitraum T durch die (möglichst effiziente und effektive) Bestandsüberwachung und die Bestellabwicklung. Ersteres bedeutet einen hohen Aufwand für die Erhebung der richtigen Daten bzw. eventuell deren Korrektur und letzteres bedeutet einen hohen Aufwand für eine hohe Prozessqualität. Insgesamt werden je nach Lösungsgüte unterschiedlich hohe und zum Teil beträchtliche Kosten für das Sammeln von benötigten Daten, das Durchführen von Berechnungen, das Ausstellen von Aktivitätenberichten usw. benötigt, die als Kontrollkosten für das Lagerhaltungssystem bezeichnet werden. Höhere Kosten für genauere Daten sind nur dann wirtschaftlich, wenn diese zu höheren Einsparungen bei den Kosten der Lagerhaltung führen.

Nach den obigen Überlegungen wird eine Verringerung der durch die Datenqualität verursachten Kontrollkosten durch eine einfache Erhebung der zu verwendenden Verteilung und einer einfachen Kontrolle auf ihre Einhaltung bewirkt. Nach den obigen Überlegungen zu den zu erwartenden kontinuierlichen Verteilungen zu Zeitreihen darf für die Periodenbedarfe und bei zufälligen Wiederbeschaffungszeiten auch für diese jeweils eine Normal- bzw. eine Gammaverteilung unterstellt werden. Bei einer Normalverteilung werden ihre charakterisierenden Größen, nämlich der Erwartungswert und die Streuung (s. z.B. [Hüb03]), durch den Mittelwert und die Streuung der Vergangenheitswerte bestimmt. Mit diesen lassen sich auch die charakterisierenden Größen einer Gammaverteilung, nämlich der Skalenparameter und der Formparameter (s. z.B. [Hüb03]), berechnen. Es bietet sich an, mit dem Kolmogorov-Smirnov Test das Vorliegen einer Normal- bzw. Gammaverteilung zu überprüfen. Bei einem negativen Ergebnis sollte überprüft werden, ob diese Verteilung die tatsächliche zukünftige Entwicklung der Periodenbedarfe und ggf. der Wiederbeschaffungszeiten besser als die Vergangenheitswerte beschreibt oder einfach einen besseren Prozess darstellt, der einzuhalten ist. Im dann positiven Fall sollte dennoch mit dieser Verteilung weitergearbeitet werden.

Bei einer einfachen Datenerhebung können, eventuell nur vermutete, Ungenauigkeiten in den Vergangenheitswerten, vor allem im Hinblick auf die tatsächliche zukünftige Entwicklung der Periodenbedarfe und ggf. der Wiederbeschaffungszeiten, durch eine Approximation behoben werden. Dies ermöglicht wiederum die Vorgabe eines besseren Prozesses. Bei diesem Vorgehen wird mit den durch eine Approximation erzeugten Werten weitergearbeitet; also statt der Beobachtungswerte. Die oben genannte Forderung nach quasi Stationarität gilt dann für diese Werte. Für eine Approximation bietet sich eine der oben vorgestellten Prognoseverfahren an, da, wie oben begründet wurde, ihre Prognosewerte häufig einer Normal- oder Gammaverteilung folgen.

Obwohl, wie oben bereits ausgeführt worden ist, die Rechenzeiten für die simultane Berechnung von Bestellmenge und Bestellbestand bei einer (s,q)-Lagerhaltungspolitik moderat sind, sind unwirtschaftliche Rechenzeiten zu vermeiden. Sie lassen sich durch eine grobe Berechnung von Bestellmenge und Bestellbestand, eine Möglichkeit hierzu wird weiter unten vorgestellt, und durch eine Beschaffung nur im Bedarfsfall sehr deutlich reduzieren. Da ein Computer auch für andere Aufgaben eingesetzt werden kann, haben reduzierte Kontrollkosten eventuell sogar deutliche positive Auswirkungen.

Damit lassen sich insgesamt die Kontrollkosten variieren und auch abschätzen. Verantwortlich für die jährlichen Gesamtkosten der Lagerhaltung sind nach dem oben vorgestellten Optimierungsmodell die jährlichen Kosten für die Wiederbeschaffung, die Lagerhaltung und die Fehlmengen. Die Forderung nach einem Kostensatz für die Fehlmengen mag überraschen, da bei der Lösung

stochastischer Lagerhaltungsprobleme ein vorgegebener Servicegrad einzuhalten ist und nicht ein Optimierungsproblem, bei dem Fehlmengen durch eine Kostenfunktion bewertet werden, gelöst wird. In diesem Zusammenhang sei auch an die Schwierigkeit erinnert, einen Fehlmengenkostensatz genau erheben zu können. Die Wichtigkeit eines Produkts, beispielsweise als Komponente für ein Endprodukt (oder auch für das Produktspektrum, z.B. für das Prestige), ist bestimmt durch die Auswirkung einer Fehlmenge. Ohne eine Information über eine Fehlmenge kann daher das Einsparungspotential durch ein aufwendigeres Bestandsmanagement nicht bewertet werden. Da sicher nicht alle Produkte unterschiedliche Lagerhaltungspolitiken haben werden, bietet sich eine ABC-Klassifizierung an.

Behandlung von A-Teilen

Bezogen auf eine solche ABC-Klassifizierung wird vorgeschlagen, für jedes A-Teil anzunehmen, dass selbst kleine prozentuale Einsparungen in den jährlichen Gesamtkosten der Lagerhaltung wirtschaftlich sind. Folglich ist ein hoher Aufwand für die Genauigkeit der Daten und die Berechnung von Bestellmenge und Bestellbestand gerechtfertigt. Deswegen werden bei A-Teilen die vorliegenden Daten systematisch und soweit wie möglich vollständig auf Korrektheit überprüft und ggf. korrigiert. Mit einem Prognoseverfahren können sinnvolle Glättungen der Daten vorgeschlagen werden, weswegen Prognoseverfahren in diesem Sinne an dieser Stelle im Leitfaden eingesetzt werden. Es wird angenommen, dass die so gefundene empirische Verteilung der Periodennachfragemengen und ggf. die der Wiederbeschaffungszeiten die Realität im Unternehmen, vor allem was die tatsächliche zukünftige Entwicklung angeht, exakt beschreiben. Mit diesen Verteilungen wird nach den oben angegebenen Formeln die Verteilung der Gesamtnachfrage in der Wiederbeschaffungszeit ermittelt; sie beschreibt folglich auch die Realität im Unternehmen exakt. Dann wird mit dieser diskreten Verteilung oder einer sehr guten Approximation durch eine kontinuierliche Verteilung eine simultane Berechnung von Bestellmenge und Bestellbestand durchgeführt. Dies entspricht dem Vorgehen in der Literatur, s. beispielsweise (Silver et al. 1998).

Behandlung von B-Teilen

Als B-Teile sollten solche Produkte ausgewählt werden, für die eine periodische Bestandsüberwachung mit einer Normalverteilung (oder bei einer hohen Streuungen mit einer Gammaverteilung) der Gesamtnachfragemenge in der Wiederbeschaffungszeit zu dem besten Kompromiss zwischen moderaten Kontrollkosten für das Lagerhaltungssystem und den jährlichen Gesamtkosten der Lagerhaltung führt. Damit sind die Einsparungen bei den Lagerhaltungskosten durch eine simultane Berechnung von Bestellmengen und Bestellbestand geringer als die dafür notwendigen höheren Aufwände in den Kontrollkosten, und die Einsparungen bei den Kontrollkosten durch eine einfachere Berechnung der

Steuerungsparameter sind geringer als die dadurch verursachten höheren Gesamtlagerhaltungskosten. Eine Normalverteilung dürfte die Prozessrealität oftmals nur ungenau abbilden. Folglich erscheint ihre genaue Erhebung nicht erforderlich zu sein. Deswegen wird vorgeschlagen, die Daten nur mit einem moderaten Aufwand zu überprüfen und ggf. mit einfachen Maßnahmen zu bereinigen. Für die Periodennachfragemengen und ggf. die der Wiederbeschaffungszeiten wird jeweils eine Normalverteilung (oder bei hohen Streuungen eine Gammaverteilung) als hinreichend genau angesehen. Bestätigt die Anwendung des Kolmogorov-Smirnov Tests auf die so erhobenen Vergangenheitsdaten dies nicht, so wird mit einem der oben angesprochenen Prognoseverfahren versucht, die Daten so zu korrigieren, dass sie einer dieser beiden Verteilungen genügt. Je geringer die jährlichen Gesamtkosten der Lagerhaltung für ein B-Teil sind, desto ungenauer darf eine Normalverteilung (oder bei hohen Streuungen eine Gammaverteilung) die Prozessrealität abbilden. Ist dies bei höherwertigen B-Teilen nicht möglich, so wird versucht, dieses Produkt als A-Teil einzustufen. Bei niederwertigen B-Teilen wird durch ihre Einstufung als C-Teil, wie weiter unten noch erläutert werden wird, das Verwenden einer diskreten Verteilung vermieden. Deswegen wird mit einer diskreten Verteilung nur in Ausnahmefällen gerechnet, aber ihr Auftreten kann nicht gänzlich vermieden werden. Liegen starke gegenseitige Abhängigkeiten zwischen dem Bestellbestand und der Bestellmenge mit beträchtlichen Auswirkungen auf die Gesamtkosten vor, so wird eine simultane Berechnung von Bestellbestand und Bestellmenge durchgeführt. Kriterien hierzu ergeben sich aus der Analyse der simultanen Berechnung von Bestellbestand und Bestellmenge im Abschnitt „Lagerhaltungsverfahren“. Demgegenüber schlagen Wissenschaftler wie Silver, Pyke und Peterson (s. (Silver et al. 1998) für B-Teile eine noch weitergehende Verfahrensvereinfachung vor, nach der eine kontinuierliche Bestandsüberwachung mit der Berechnung der Bestellmenge über die klassische Losgrößenformel sowie des Bestellbestands im Kern über die Verlustfunktion 1. Ordnung und zwar möglichst mit einer Normalverteilung zur Beschreibung der Nachfrage in der Wiederbeschaffungszeit implementiert werden sollte.

Behandlung von C-Teilen

Bezogen auf die ABC-Klassifizierung wird vorgeschlagen, für jedes C-Teil anzunehmen, dass nur eine marginale Einsparung in den jährlichen Gesamtkosten der Lagerhaltung durch eine optimale Lagerhaltungspolitik gegenüber einer sehr einfachen Lagerhaltung erzielt werden kann. Deswegen werden die in einem Unternehmen aufgezeichneten Periodenbedarfe und Wiederbeschaffungszeiten weitgehend ungeprüft übernommen. Verfahrensseitig wird eine kontinuierliche Bestandsüberwachung vorgeschlagen. Dabei wird die Nachfrage in der Lieferzeit grundsätzlich durch eine Normalverteilung approximiert. Nach dem zentralen

Grenzwertsatz aus der Stochastik (s. hierzu beispielsweise [Hüb03]) bewirkt die Zusammenfassung hinreichend vieler Periodenbedarfe eine Normalverteilung mit einer so kleinen Streuung, dass keine negativen Bedarfe auftreten. Dies führt zu einer produktspezifischen normalverteilten Zufallsvariable D . In vielen Unternehmen ist bereits ein Übergang von täglichen zu jährlichen Bedarfen ausreichend. Gegenüber der Anzahl an zusammengefassten Perioden sind die Lieferzeiten bei C-Teilen klein und werden daher durch die höchste auftretende Lieferzeit l abgeschätzt; es sei angemerkt, dass Ausreißer in der Lieferzeit von der weiteren Betrachtung ausgeschlossen werden. Diese Abschätzung nach oben führt zwar zu einem höheren Bestellbestand und einem höheren mittleren Bestand, der wegen des geringen Werts von C-Teilen jedoch unproblematisch ist. Wegen des geringen Werts von C-Teilen sind hohe Bestände möglich, weswegen vorgeschlagen wird, nur wenige Lieferzeitpunkte in Form von hohen mittleren Bestellzyklen τ zu zulassen. Wie oben erläutert worden ist, bestimmt dieser über die Formel $q = \tau \cdot E(D)$ eine mittlere Bestellmenge, die als (produktspezifische) optimale Bestellmengen verwendet wird. Dadurch reduzieren sich die Kontrollkosten für das Lagerhaltungssystem. Es sei erwähnt, dass C-Teile häufig nur geringe jährliche Bedarfe besitzen, es sich also um Langsamdreher handelt. In vielen Unternehmen sind Bestellzyklen von 6, 12 und 18 Monaten günstig.

Festlegung der Servicegrade

Wegen der unterschiedlichen Bedeutung der A-, B- und C-Teile sollte A-Teilen ein höherer Servicegrad als B-Teilen und diesen ihrerseits ein höherer Servicegrad als C-Teilen zugeordnet werden. Da für einen vorgegebenen Servicegrad der erforderliche Sicherheitsbestand bei einem regelmäßigen Bedarfsverlauf mit geringer Streuung sicher kleiner als bei einem stark schwankenden sporadischen Bedarfsverlauf ist, bietet es sich an, die RSU-Klassifizierung bei der Festlegung des Servicegrads mit zu berücksichtigen. Deswegen werden Servicegrade im Leitfaden für jede Kombination der beiden Klassifizierungsarten angegeben, also für neun Produktgruppen. Damit berücksichtigt der Leitfaden sowohl die wertmäßige Bedeutung der Produkte als auch die Rechenaufwände für die Verfahren als auch die Kosten für die Lagerhaltung der Produkte.

Überführung dieser Schritte in einen Leitfaden

Der Leitfaden besteht nun aus den folgenden Schritten, die in **Fehler! Verweisquelle konnte nicht gefunden werden.** zusammengefasst sind. Es sei betont, dass es sich dabei um ein Verfahrensrahmen handelt, der an verschiedenen Stellen unternehmensspezifisch zu präzisieren ist. So ist beispielsweise unternehmensspezifisch festzulegen, was unter Genauigkeit der zukünftigen Entwicklung der Periodenbedarfe verstanden werden soll. Zunächst werden im ersten Schritte die Kostensätze für die Berechnung der jährlichen Gesamtkosten der Lagerhaltung erhoben. Im zweiten Schritt wird überprüft, welche Produkte die für

A-, B- und C-Teile genannten Kriterien für einen wirtschaftlichen Aufwand für eine Lagerhaltung erfüllen. Aufgrund der Arbeitsweise einer optimalen Lagerhaltung wird hier vorgeschlagen, als Maß für einen wirtschaftlichen Aufwand für eine Lagerhaltung die jährlichen Kosten für die Wiederbeschaffung, den Transport und die Fehlmengen zu verwenden. Basierend auf die oben festgelegte Genauigkeit der Daten für A-, B- und C-Teile werden in Schritt 3 die Kostensätze und in Schritt 4 die Periodennachfragemengen und Wiederbeschaffungszeiten erhoben. Mit dem Kolmogorov-Smirnov Test wird im Schritt 5 bei A- und B-Teilen überprüft, ob die Periodennachfragemengen und ggf. die Wiederbeschaffungszeiten einer Normalverteilung folgen. Bei einer hohen Streuung wird auf eine Gammaverteilung getestet. Im negativen Fall wird für B-Teile mit einem Prognoseverfahren versucht, eine normalverteilte, und bei einer hohen Streuung eine gammaverteilte Zeitreihe zu erreichen. In Schritt 6 wird zunächst die produktspezifische Nachfrage in der Wiederbeschaffungszeit einschließlich des Defizits (Y^*) für alle A- und B-Teile aus der Verteilung der Periodennachfrage, der Verteilung der Wiederbeschaffungszeit und der durch die Periodennachfrage bestimmten Verteilung für das Defizit nach den oben angegebenen Berechnungsvorschriften ermittelt; der Ausschluss von C-Teilen ist im Abschnitt über die Verfahren zu C-Teilen begründet worden. Da es sich bei der Nachfrage in der Wiederbeschaffungszeit (Y) um eine Summenbildung von Verteilungen handelt, ist es aufgrund des zentralen Grenzwertsatzes (der Stochastik) möglich, sogar realistisch, dass Y einer Normalverteilung bzw. bei großen Schwankungen in den Wiederbeschaffungszeiten einer Gammaverteilung genügt, obwohl der Periodenbedarf weder normal- noch gammaverteilt ist. Liegt nach Schritt 6 für Y^* nur eine diskrete Verteilung vor, so wird im Schritt 7 das im Schritt 5 angegebene Vorgehen auf Y^* angewendet. Die oben angegebene Einteilung von Zeitreihenverläufen wird in Schritt 8 auf die in Schritt 6 berechnete Gesamtnachfrage in der Wiederbeschaffungszeit angewendet; wurde bereits eine kontinuierliche Verteilung berechnet, so wird der durch diese Verteilung bestimmte Zeitreihenverlauf verwendet. Nach den obigen Überlegungen werden im Schritt 9 Servicegrade für jede Kombination der beiden Klassifizierungsarten festgelegt. Mit den zu den A-, B- und C-Teilen genannten einzelnen Varianten der (s,q)-Lagerhaltungspolitik werden für jedes Produkt mit seinen Kostensätzen, seiner Verteilung der Nachfrage in der Wiederbeschaffungszeit einschließlich des Defizits und seinem Servicegrad die beiden Steuerungsparameter, Bestellmenge q und Bestellbestand s , errechnet.

Die detaillierte Beschreibung der Einzelschritte des Leitfadens enthält bereits Hinweise, wie dieser durch ein Softwaresystem weitgehend automatisch durchgeführt werden kann. So sind zu den Schritten 6 und 10 die genannten Formeln zu programmieren. Aus den Stammdaten eines ERP- bzw. PPS-Systems können die

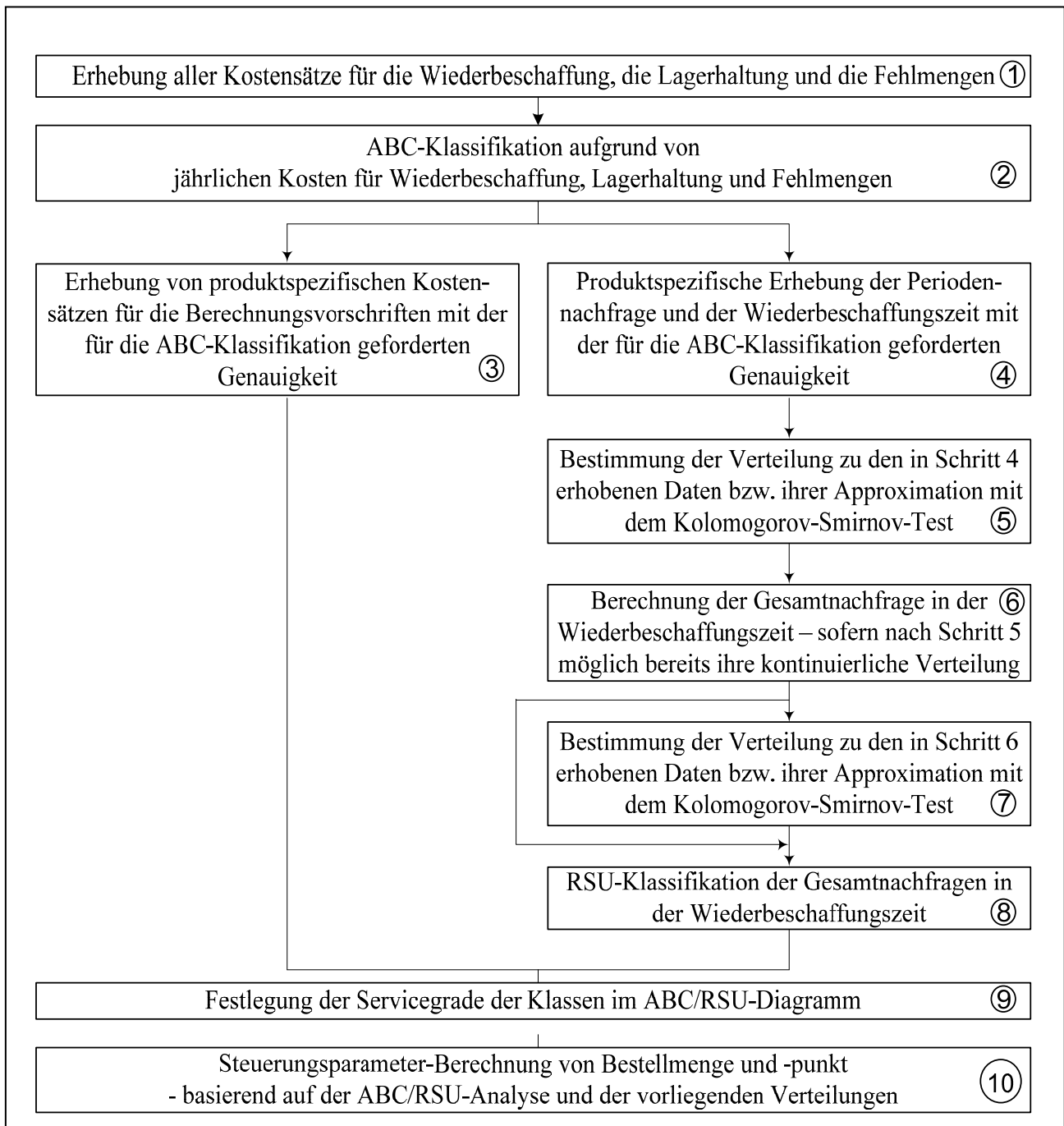


Abbildung 5: Leitfaden zum Bestandsmanagement

Kostensätze für die Schritte 1 und 3 gelesen werden, und die Bewegungsdaten eines ERP- bzw. PPS-Systems enthalten in der Regel die für Schritt 4 benötigten Periodennachfragen und Wiederbeschaffungszeiten. Zur Erreichung der gewünschten Genauigkeit bietet es sich an, dem Benutzer über eine interaktive Eingriffsmöglichkeit zu erlauben, die Daten anzusehen und zu ändern. Um im Schritt 2 die übliche ABC-Klassifikation anwenden zu können, werden die drei Einzelkosten unternehmensspezifisch gewichtet und zu einem Gesamtkostenwert addiert. Über die interaktive Eingriffsmöglichkeit kann ein Benutzer die Gewichtung variieren. Es sei erwähnt, dass durch die Analyse der Abweichung der Lorenzkurve von der Gerade durch den

Nullpunkt mit einer Steigung von eins, die die Ideallinie darstellt, eine Trennung zwischen A-, B- und C-Teilen, also Schritt 2, algorithmisch realisiert werden kann. Schritt 8 kann ebenfalls durch ein Programm erfolgen; in (Tempelmeier 2008) wurde skizziert, wie dabei methodisch vorzugehen ist. Für die Durchführung des Kolmogorov-Smirnov Tests in Schritt 5, wie auch in Schritt 7, existieren kommerziell verfügbare Softwaresysteme, wie beispielsweise das SPSS-System. Mit Programmen für die oben genannten Prognoseverfahren sind die vorgesehenen Approximationen in Schritt 5, wie auch in Schritt 7, durch ein Softwaresystem durchführbar. Unvermeidlich ist die Durchführung von Schritt 9 durch einen Benutzer, die wie bisher über eine interaktive Eingriffsmöglichkeit erfolgen

soll. Ein solches Softwaresystem wurde am IPF implementiert. Die produktspezifischen Daten werden in einer Oracle-Datenbank abgelegt. Über eine Schnittstelle können sie aus dem SAP System automatisch extrahiert werden; das Vorgehen folgt dem in (Herrmann 2007) vorgestellten. Zur Anbindung alternativer ERP- oder PPS-Systeme lässt sich nach dem gleichen Prinzip eine Schnittstelle implementieren. Der Kolmogorov-Smirnov Test erfolgt über eine Schnittstelle zum SPSS-System. Das Endergebnis in Form von konkreten Steuerungsparametern für jedes Produkt kann ebenfalls über eine Schnittstelle zum SAP System übertragen und im Materialstamm eingetragen werden.

Anwendung in einem Unternehmen

Abschließend sei erwähnt, dass der Leitfaden in einem Produktionsunternehmen angewandt worden ist, welches seinen Kunden eine Lieferzeit in Deutschland innerhalb von 24 Stunden und in Europa innerhalb von 48 Stunden verspricht. Das betrachtete Sortiment bestand aus 14000 Teilen und die Periodennachfragen sowie die Lieferzeiten der letzten drei Jahre wurden berücksichtigt. Mit dem Leitfaden konnte die Einhaltung der Lieferzeit soweit verbessert werden, dass die Kunden diese Zusage als sehr gut erfüllt ansehen. Zugleich wurde der mittlere Bestand an A-Teilen um 55%, an B-Teilen um 50% sowie an C-Teilen um 25% verringert. Wegen des starken Wachstums des Unternehmens konnte dadurch der Bau einer neuen Lagerfläche hinausgezögert werden. Dank des Werkzeugs wurde dieses Bestandsmanagementprojekt von einem Mitarbeiter innerhalb von einer Woche durchgeführt.

4. FAZIT UND AUSBLICK

Die vorgestellte Arbeit beschreibt die in der Literatur publizierten einzelnen Varianten einer (s,q)-Lagerhaltungspolitik. Sie verbindet diese zu einem Leitfaden für die Durchführung von Bestandsmanagementprojekten. Dabei wurden die Vorschläge aus der Literatur berücksichtigt und erweitert. Es ist zu erwarten, dass seine Anwendung die Lagerbestände in einem Produktionsunternehmen signifikant verringert. Allerdings ist seine manuelle Anwendung sehr aufwendig. Durch das vorgeschlagene Werkzeug lässt sich dieser so deutlich reduzieren, dass ein Bestandsmanagementprojekt regelmäßig in größeren Zeitabständen, wie beispielsweise alle zwei oder drei Jahre, mit vertretbarem Aufwand durchgeführt werden kann. Teilweise werden in Unternehmen alternative Servicegrade eingesetzt, so dass in diesem Sinne das System weiterentwickelt werden wird. Unberücksichtigt blieb bisher auch das Vorliegen von beschränkten Lagerkapazitäten. Allerdings führt dies zu mathematisch deutlich anspruchsvolleren Modellen. Hieran wird am IPF geforscht werden.

5 LITERATUR

Arrow, K.; T. Harris; und J. Marschak. 2005: Optimal Inventory Policy. *Econometrica*, 19, S. 250 – 272.

Arrow, K.; S. Karlin; und P. Suppes. (Herausgeber). 1960: *Mathematical Methods in Social Sciences*. Stanford University Press, Stanford, USA.

Assfalg H. 1976: *Lagerhaltungsmodelle für mehrere Produkte*. Hain Verlag.

Bartmann, D. und M. Beckmann. 1090: *Lagerhaltung, Modelle und Methoden*. Springer Verlag, Berlin.

Bellmann, R.; I. Glicksberg; O. Gross. 1955: On the optimal Inventory Equation. *Management Science* 2, S. 83 – 104.

Brunnberg, J. 1970: *Optimale Lagerhaltung bei ungenauen Daten*.

Chen, F. und Y. Zheng. 1994: Lower Bounds for Multi-Echelon Stochastic Inventory Systems. In: *Management Science* 40, S. 1426 – 1443.

Clark, A. J. und H. E. Scarf. 1960.: Optimal Policies for a Multi-Echelon Inventory Problem. In: *Management Science* 6, S. 475 – 490.

Eppen, G. und L. Schrage. 1981: Centralized Ordering Policies in a Multiwarehouse System with Lead Times and Random Demand. In: Schwarz, L.: *Multi-Level Production/Inventory Control Systems: Theory and Practice*. North-Holland Publishing Company, Amsterdam, 1981.

Erlenkotter, D. 1990: Ford Whitman Harris and the Economic Order Quantity Model. In: *Operations Research* 38, S. 937 – 946.

Federgruen, A. und M. Tzur. 1991: A Simple Forward Algorithm to Solve General Dynamic Lot Sizing Models with n periods in or time. In: *Management Science* 37 (1991), S. 909 – 925.

Federgruen, A. und P. Zipkin. 1984: Approximation of Dynamic, Multi-Location Production and Inventory Problems. In: *Management Science* 30, S. 69 – 84.

Federgruen, A. und P. Zipkin. 1984: Computational Issues in the Infinite Horizon, Multi-Echelon Inventory Model. In: *Operations Research* 32, S. 818 – 836.

Federgruen, A. und P. Zipkin. 1984: Allocation Policies and Cost Approximation for Multi-Location Inventory Systems. In: *Naval Research Logistics Quarterly* 31, S. 97 – 131.

Gudehus, Timm. 2003: *Logistik – Grundlagen, Verfahren und Strategien*. Springer Verlag, Hamburg, (2. Auflage).

Hadley, G. und T. M. Whitin. 1963: *Analysis of Inventory Systems*. Englewood Cliff, Prentice Hall, New Jersey.

Herrmann, Frank. 2007: SIM-R/3: Softwaresystem zur Simulation der Regelung produktionslogistischer Prozesse durch das R/3-System der SAPAG. In: *Wirtschaftsinformatik* 49, 2, S. 127 – 133.

Herrmann, Frank. 2009: *Logik der Produktionslogistik*. Oldenbourg Verlag, Regensburg.

Hochstädter D. 1969: *Stochastische Lagerhaltungsmodelle*. Springer Verlag, Berlin.

Iglehart, D. L. 1963: Optimality of (s, S) Policies in the Infinite Horizon Dynamic Inventory Problem. In: *Management Science* 9, S. 259 – 267.

Iglehart, D. L. 1963: Dynamic Programming and Stationary Analysis in Inventory Problems. In: Scarf H.; Guilford, D. und Shelly, M. (Herausgeber): *Multi-Stage*

Inventory Models and Techniques, Stanford University Press, Stanford CA, USA, S. 1 – 31.

Iglehart, D. L. und S. Karlin. 1962: Optimal Policy for Dynamic Inventory Process with Nonstationary Stochastic Demands. In: Arror, K. J.; Karlin, S.; Scarf, H. (Herausgeber): Studies in Applied Probability and Management Science, Stanford University Press, Stanford, USA, Kapitel 8.

Karlin, S. und H. Scarf. 1958: Inventory Models and Related Stochastic Processes. In: Arror, K. J.; Karlin, S.; Scarf, H. (Herausgeber): Studies in the Mathematical Theory of Inventory and Production, Stanford University Press, Stanford, USA, Kapitel 17.

Klemm, H. und M. Mikut. 1972: Lagerhaltungsmodelle. Verlag Die Wirtschaft, Jena und Dresden.

Liu, L.; X. Liu und D. D. Yao. 2004: Analysis and optimization of a multistage inventory-queue system. In: Management Science 50, S. 365 – 380.

Porteus, E. L. 1990: Stochastic Inventory Theory. In: Heyman, D. P.; Sobel, M. J. (Herausgeber): Handbooks in Operations Research and Management Science, the volume on Stochastic Models. North-Holland, Amsterdam, 1990, S. 605 – 652.

Robrade A. 1991: Dynamische EinproduktLagerhaltungsmodelle bei periodischer Bestandsüberwachung. Physica-Verlag, Hamburg.

Rosling, K. 1989: Optimal Inventory Policies for Assembly Systems Under Random Demand. In: Operations Research 37, S. 565 – 579.

Ropp, W. 1968: Einführung in die Theorie der Lagerhaltung.

Roundy, R. 1985: 98%-Effective Integer-Ratio Lot-Sizing for One-Warehouse Multi-Retailer Systems. In: Management Science 31, S. 1416 – 1430.

Scarf, Herbert E. 1959: The Optimality of (S,s)-Policies in the Dynamic Inventory Problem. In: Arror, K. J.; Karlin, S.; Suppes, P. (Herausgeber): Mathematical Methods in Social Sciences. Stanford University Press, Stanford, USA, S. 196 – 202.

Scarf, Herbert E. 1960: Optimal Policies for the Inventory Problem with Stochastic Lead Time. Planning Research Corporation, PRC R-181, Los Angeles.

Scarf, Herbert E. 1963: A Survey of Analytic Techniques in Inventory Theory. In Scarf, Herbert E.; Gilford, Dorothy M.; Shelly, Maynard W.: Multistage inventory models and techniques. Stanford University Press, Stanford, USA, S. 185 – 225.

Scarf, Herbert E.; Dorothy M. Gilford und Maynard W. Shelly. 1963: Multistage inventory models and techniques. Stanford University Press, Stanford, USA.

Schneider H. 1979: Servicegrade in Lagerhaltungsmodellen. M+M Wissenschaftsverlag, Berlin.

Silver, Edward A.; David F. Pyke; Rein Peterson. 1998: Inventory Management and Production Planning and Scheduling. Wiley, New York (3. Auflage).

Suchanek, B. 1996: Sicherheitsbestände zur Einhaltung von Servicegraden.

Tempelmeier, Horst. 1983: Lieferzeit-orientierte Lagerungs- und Auslieferungsplanung. Physica-Verlag, Trier, 1983.

Tempelmeier, Horst. 2005: Bestandsmanagement in Supply Chains. Books on Demand GmbH, Norderstedt, Köln.

Tempelmeier, Horst. 2008: Materiallogistik. Springer Verlag, Köln.

Veinott, A. und H. Wagner. 1965: Computing Optimal (s, S) Inventory Policies. In: Management Science 11, S. 525 – 552.

Zheng, Y. S. 1991: A Simple Proof for the Optimality of (s, S) Policies for Infinite Horizon Inventory Problems. In: J. Appl. Prob. 28, S. 802 – 810.

Zheng, Y. S. und A. Federgruen. 1991: Finding Optimal (s, S) Policies is About as Simple as Evaluating a Single Policy. In: Operations Research 39, S. 654 – 665.

Zipkin, P. H. 2000: Foundations of Inventory Management. Irwin, Burr Ridge, IL, USA.

AUTOR BIOGRAPHIE



Frank Herrmann, geboren in Münster (Westfalen), Deutschland, schloss sein Informatik-Studium an der RWTH Aachen in 1989 mit einem Diplom ab; Schwerpunkte waren theoretische Informatik, Compilerbau und Mathematik. Danach war er bis 1996 Mitarbeiter am Fraunhofer-Institut für Informations- und Datenverarbeitung

in Karlsruhe mit den Schwerpunkten: Algorithmen zur Produktionssteuerung für Forschungsprojekte sowie für Industrieunternehmen (Promotion über Heuristiken zur Fertigungssteuerung zum Dr.-Ing. an der TU Dortmund in 1996) wie auch Beratungsprojekte in der Logistik: Durchführung, Leitung und Akquisition. Von 1996 bis 2003 arbeitete er im Bereich Global Support der SAP AG in Walldorf mit der Aufgabenstellung: Betrieb von R/3-Systemen in Anwendungsunternehmen. Sein fachlicher Schwerpunkt war die Technologie des R/3 (bzw. SAP) Systems und die Logistik-Module im R/3 (bzw. SAP) System; vor allem das SCM/APO System. Er bekleidete verschiedene Managementpositionen bei der SAP AG, zuletzt war er Direktor. Seit 2003 ist er Professor für Informationstechnik und Produktionslogistik an der Ostbayerischen Technischen Hochschule Regensburg mit dem Schwerpunkt in quantitative Methoden, einschließlich Optimierung, für die Produktionsplanung und -steuerung wie auch deren Simulation.