

УДК 528.856.044.1

Р. И. Ш у в а л о в

## **РАЗРАБОТКА РАДИОМЕТРИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ СНИМКОВ ПОВЕРХНОСТИ ЗЕМЛИ, ФОРМИРУЕМЫХ ПО ДАННЫМ ИЗМЕРЕНИЙ КОСМИЧЕСКИХ РАДИОЛОКАТОРОВ С СИНТЕЗИРОВАННОЙ АПЕРТУРОЙ АНТЕННЫ**

*Разработана вероятностная радиометрическая модель, связывающая локальный наклон рельефа подстилающей поверхности с яркостью на радиолокационном снимке. Модель содержит всего один оцениваемый по снимку параметр и несколько параметров, значения которых доступны из данных съемки. Проведен экспериментальный анализ адекватности предложенной модели с использованием реальных радиолокационных снимков.*

**E-mail: Shuvalov.R.BMSTU@mail.ru**

**Ключевые слова:** радиолокатор с синтезированной апертурой антенны, космические радиолокационные снимки Земли, радиометрическая модель.

Основной задачей дистанционного зондирования Земли является получение информации о состоянии ее поверхности путем обработки формируемых изображений. Съемка радиолокатором с синтезированной апертурой антенны (РСА), установленным на борту космического аппарата, позволяет получать информацию независимо от погодных условий и уровня освещенности. Одним из важных приложений данных РСА является создание цифровых моделей рельефа (ЦМР).

Исходными данными интерферометрического и стереометрического методов построения ЦМР по данным РСА является пара радиолокационных снимков, полученных при разных углах наблюдения. В интерферометрии используется лишь фазовая информация снимков в форме интерферограммы. В стереометрии используется лишь информация о параллаксах точек на одном снимке по отношению ко второму. Если интерферограмма является непротиворечивой (не содержит разрывов фазы), то этого достаточно для построения ЦМР. Если параллаксы известны достоверно (стереоснимки легко коррелируются), то матрицы параллаксов достаточно для построения ЦМР. Между тем реальная интерферограмма часто содержит разрывы фазы, в окрестности которых имеет место неоднозначность ее интерпретации; реальные стереоснимки могут иметь однородные по яркости участки, для которых невозможно однозначно выполнить корреляцию.

Для устранения возникающих неоднозначностей естественно использовать независимую радиометрическую информацию, содержащуюся в паре снимков. Получение информации о геометрии поверхности по радиометрическим измерениям называется клинометрией (shape-from-shading). Если рассеивающая поверхность однородна по физическим свойствам в пределах области, покрываемой снимком, то основным фактором, определяющим интенсивность отраженного сигнала, является локальный угол падения, зависящий от локальных наклонов рельефа. Если задано уравнение, связывающее ориентацию элементарной рассеивающей площадки с яркостью на снимке (уравнение освещенности изображения), а соответствие между точками снимка и точками рассеивающей поверхности является взаимнооднозначным, то на основании поля яркостей можно построить поле высот рассеивающей поверхности. Таким образом, клинометрия является независимым методом построения ЦМР. В астрофизике клинометрический метод успешно применяется с начала 50-х годов прошлого века [1, 2]. Преимущества этого метода — возможность получения информации о рельефе всего по одному снимку и потенциально высокое пространственное разрешение, недостаток — ограниченность области применимости, в силу чего метод клинометрии не получил такого широкого распространения, как стереометрический или интерферометрический.

Связь получаемого изображения с искомой информацией о рассеивающей поверхности устанавливает модель формирования изображений. В задаче интерферометрической обработки комплексных радиолокационных данных одной из составляющих модели формирования изображений является радиометрическая модель [3] — функциональная зависимость интенсивности пикселя радиолокационного снимка от физических и геометрических характеристик соответствующего элемента разрешения на рассеивающей поверхности, характеристик радиолокатора и параметров геометрии радиолокационной съемки. Поскольку при формировании радиолокационного изображения действует большое число не поддающихся точному учету факторов, радиометрическую модель удобно строить в форме условного распределения вероятностей. В рамках байесовского подхода такое условное распределение, рассматриваемое как функция детерминированных параметров, называется функцией правдоподобия. Цель настоящей работы — построение радиометрической модели в виде функции правдоподобия градиента высоты рассеивающей поверхности при заданной средней интенсивности на радиолокационном снимке.

**Космическая радиолокационная съемка поверхности Земли.** Радиолокационная станция с синтезированной апертурой антенны, совершая вместе с платформой-носителем орбитальное движение, излучает в направлении исследуемого участка подстилающей поверхности

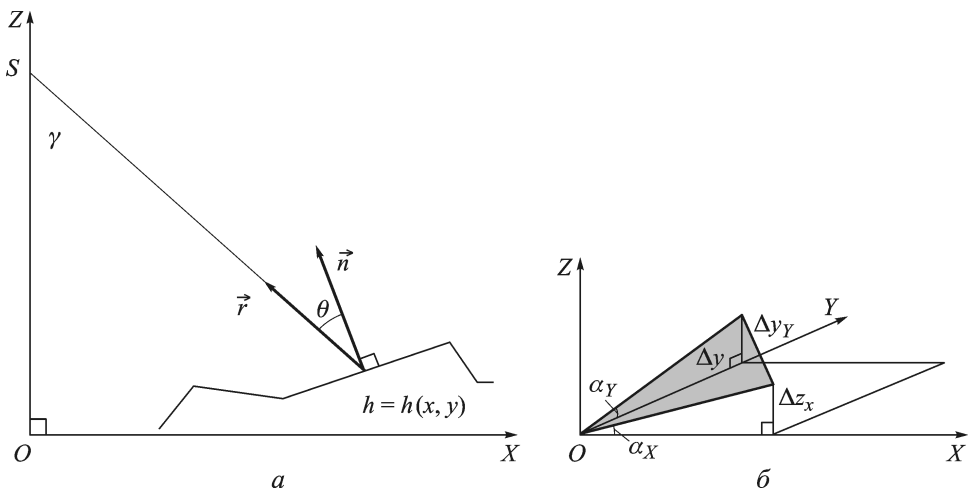
радиоимпульсы. Излученный электромагнитный сигнал проходит через атмосферу и рассеивается на подстилающей поверхности. Часть энергии претерпевает обратное рассеяние, возвращается через атмосферу к радиолокатору и регистрируется в приемном тракте. Измерение времени распространения сигнала до подстилающей поверхности и обратно позволяет определить наклонную дальность до цели. Сканирование подстилающей поверхности по направлению наклонной дальности выполняется путем регистрации эхо-сигнала на временном интервале, определяемом пространственным интервалом дальностей. Сканирование подстилающей поверхности по направлению азимута (направлению движения) реализуется за счет собственного движения РСА. Получаемые по результатам съемки снимки представляют в системе координат “азимут–наклонная дальность”.

**Фацетная модель рассеивающей поверхности.** Для геометрического описания рассеивающей поверхности использована так называемая фацетная модель, согласно которой рассеивающая поверхность в пределах элемента пространственного разрешения РСА описывается элементом плоскости — фацетом. Фацетная модель рассеивающей поверхности позволяет связать параметры геометрии рельефа с параметрами геометрии съемки. На рис. 1 приведена упрощенная геометрия обзора РСА в угломестной плоскости ( $S$  — положение РСА;  $\gamma$  — угол наблюдения;  $\vec{n}$  — вектор нормали к подстилающей поверхности в точке падения сигнала;  $\vec{r}$  — вектор направления на радиолокатор в точке падения). В рамках фацетной модели исходя из геометрии съемки, представленной на рис. 1, легко получить зависимость угла падения  $\theta$  от угла наклона рельефа по дальности  $\alpha_X$  и от угла наклона рельефа по азимуту  $\alpha_Y$  в виде

$$\theta(\alpha_X, \alpha_Y) = \begin{cases} + \arccos \frac{\operatorname{tg} \alpha_X \sin \gamma + \cos \gamma}{\sqrt{\operatorname{tg}^2 \alpha_X + \operatorname{tg}^2 \alpha_Y + 1}}, & \operatorname{tg} \alpha_X \cos \gamma \leq \sin \gamma; \\ - \arccos \frac{\operatorname{tg} \alpha_X \sin \gamma + \cos \gamma}{\sqrt{\operatorname{tg}^2 \alpha_X + \operatorname{tg}^2 \alpha_Y + 1}}, & \operatorname{tg} \alpha_X \cos \gamma > \sin \gamma. \end{cases} \quad (1)$$

Анализ зависимости  $\theta = \theta(\alpha_X, \alpha_Y)$  показывает, что при характерных значениях угла наблюдения  $\gamma$  (от  $20^\circ$  до  $60^\circ$ ) угол падения  $\theta$  значительно сильнее зависит от угла по дальности  $\alpha_X$ , чем от азимутального угла  $\alpha_Y$  (рис. 2, а). Поэтому азимутальный угол  $\alpha_Y$  обычно считается заданным параметром зависимости (1) со значением по умолчанию  $\alpha_Y = 0$  [3]. Тогда зависимость (1) упрощается:

$$\theta(\alpha_X) = \gamma - \alpha_X. \quad (2)$$



**Рис. 1.** К определению локального угла падения радиолокационного сигнала (а) и площади facets (б)

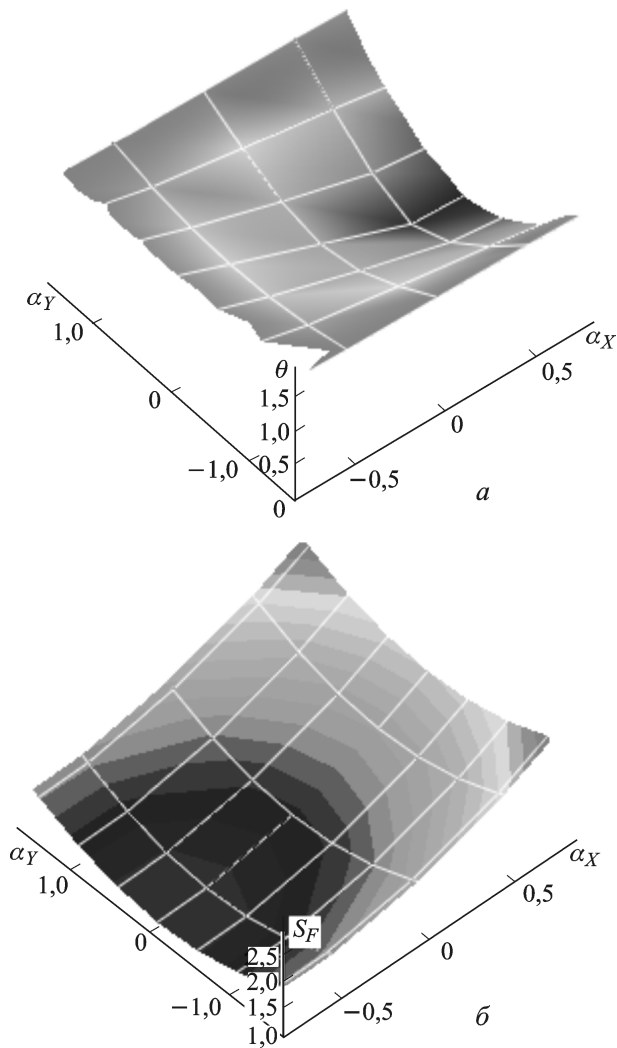
Допущение о независимости угла падения  $\theta$  от азимутального угла  $\alpha_X$  справедливо в достаточно широкой области небольших значений  $\alpha_X$ . Но в сравнительно узкой области больших значений  $\alpha_X$  такая независимость уже не имеет места. Между тем интенсивность наиболее сильно зависит от угла падения  $\theta$  именно в узкой области больших значений  $\alpha_X$  (малых углов падения  $\theta$ ), поскольку вне этой области уровень обратного рассеяния определяется главным образом другими факторами (влажность, шероховатость). Поэтому использована более сложная, но вместе с тем в большей степени соответствующая действительности зависимость (1).

Площадь facets  $S_F$ , выраженная через углы наклона рельефа  $\alpha_X$  и  $\alpha_Y$ , вычисляется по формуле

$$S_F(\alpha_X, \alpha_Y) = \frac{\Delta a \Delta r \cos \alpha_X}{\cos\left(\frac{\pi}{2} - \gamma + \alpha_X\right)} \sqrt{\text{tg}^2 \alpha_X + \text{tg}^2 \alpha_Y + 1}, \quad (3)$$

где  $\Delta a$  и  $\Delta r$  — размеры пикселя радиолокационного снимка по направлениям азимута и наклонной дальности.

Функция  $S_F(\alpha_X, \alpha_Y)$  определена на множестве  $\Omega_A = \left[\gamma - \frac{\pi}{2}; \gamma\right) \times \left(-\frac{\pi}{2}; \frac{\pi}{2}\right)$ . При стремлении аргумента  $\alpha_X$  слева к значению  $\alpha_X = \gamma$  и аргумента  $\alpha_Y$  изнутри к границам интервала  $\left(-\frac{\pi}{2}; \frac{\pi}{2}\right)$  площадь элемента плоскости, делающего вклад в формирование рассеянного сигнала, неограниченно возрастает. Здесь проявляется ограниченность facets модели. В действительности в силу причин физического характера площадь facets всегда остается ограниченной. В качестве ограниченной аппроксимации функции  $S_F(\alpha_X, \alpha_Y)$  на множестве  $\Omega_A$



**Рис. 2.** Зависимость угла падения  $\theta$  (*a*) и площади элементарной рассеивающей площадки  $S_F$  (*б*) от углов наклона рельефа по дальности ( $\alpha_X$ ) и азимуту ( $\alpha_Y$ ). Угол наблюдения  $\gamma = 45^\circ$ , единица измерения углов по осям  $\theta, \alpha_X, \alpha_Y$  – радиан;  $\Delta a = \Delta r = 1$

мы будем использовать квадратичную часть ее разложения в ряд Тейлора в окрестности точки  $(\gamma - \frac{\pi}{2}; 0)$  (рис. 2, б):

$$S_F(\alpha_X, \alpha_Y) \approx \Delta a \Delta r \left( \frac{1}{2} \left( \alpha_X - \gamma + \frac{\pi}{2} \right)^2 + \frac{1}{2} \sin^2 \gamma \cdot \alpha_Y^2 + 1 \right). \quad (4)$$

**Интенсивность пикселя радиолокационного снимка.** С учетом основного уравнения радиолокации интенсивность пикселя радиолокационного снимка выражается формулой [4, 5]

$$I = C_{DP} \frac{P_t G_t G_r \sigma \lambda^2 F_t^2 F_r^2}{(4\pi)^3 R^4}, \quad (5)$$

где  $C_{DP}$  — коэффициент цифровой обработки;  $P_t$  — излучаемая мощность на выходе антенной системы РСА;  $G_t, G_r$  — коэффициенты усиления антенны на передачу и прием;  $\sigma$  — эффективная площадь рассеяния элемента разрешения на подстилающей поверхности;  $\lambda$  — рабочая длина волны радиолокатора;  $F_t, F_r$  — коэффициенты ослабления сигнала при распространении по тракту антенна–цель;  $R$  — наклонная дальность до цели.

**Эффективная площадь рассеяния.** Если все точки внутри facets имеют одинаковую удельную эффективную площадь рассеяния  $\sigma^0$  (УЭПР), то для эффективной площади рассеяния  $\sigma$  (ЭПР) справедливо соотношение

$$\sigma = \sigma^0 S_F, \quad (6)$$

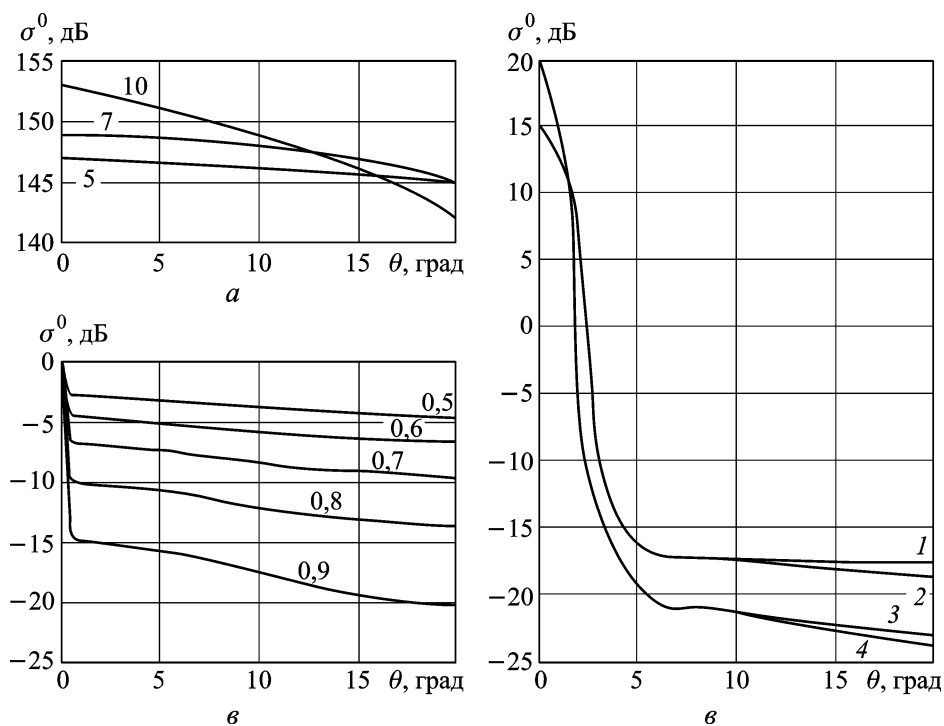
где  $S_F$  — площадь facets. Предположим, что facets рассеивающая поверхность имеет шероховатости, характерный размер которых существенно меньше размера facets. При малых углах падения уровень обратного рассеяния зависит главным образом от угла падения и содержит информацию о распределении локальных наклонов поверхности в масштабе, значительно превышающем длину волны (зеркальное рассеяние). При больших углах падения уровень обратного рассеяния содержит информацию о мелкомасштабной структуре рассеивающей поверхности (диффузное рассеяние). В случае радиолокационной съемки область справедливости зеркальной модели рассеяния мала (угол падения от 0 до 2–3°). В области средних по величине углов падения от 2–3° до 20–30° ни зеркальная, ни диффузная модели рассеяния не адекватны реальности, что приводит к необходимости введения специальной промежуточной модели рассеяния в этом диапазоне значений угла падения.

Рассеянный сигнал будем считать суперпозицией трех компонент — зеркальной, промежуточной и диффузной:

$$\sigma^0(\theta) = w_c \sigma_c^0(\theta) + w_i \sigma_i^0(\theta) + w_d \sigma_d^0(\theta), \quad w_c + w_i + w_d = 1, \quad (7)$$

где  $w_c, w_i, w_d$  — весовые коэффициенты, определяющие вклад каждого из механизмов рассеяния в принятый сигнал.

**Зеркальная компонента удельной эффективной площади рассеяния.** Функциональную зависимость удельной эффективной площади рассеяния от угла падения в области малых углов от 0 до 2–3°, предполагая, что размеры неровностей на поверхности значительно превышают длину волны дифрагирующего поля, можно получить по методу Кирхгофа [6, 7]. В работе [7] при выводе этой зависимости падающее поле считается плоской волной, диаграммы направленности



**Рис. 3. Сравнение различных модельных кривых “УЭПР–угол падения” в области малых значений угла падения:**

*a* — работа [7] (кривые отвечают указанным над ними значениям отношения радиуса корреляции поверхности к среднеквадратической высоте шероховатостей); *б* — работа [8] (кривые 1, 2 — шероховатый асфальт при частоте радиолокатора 8,6 ГГц и поляризационных режимах ВВ и ГГ соответственно; кривые 3, 4 — влажный бетон при частоте радиолокатора 8,6 ГГц и поляризационных режимах ВВ и ГГ соответственно); *в* — модель, рассмотренная в настоящей статье (цифры над кривыми — значения весового параметра  $w$ )

излучающей и принимающей антенн не учитываются. В этом случае интенсивность рассеяния в каком-либо направлении пропорциональна вероятности наличия на поверхности элементарной, зеркально-отражающей в этом направлении, площадки. Кривая “УЭПР–угол падения” в диапазоне от 0 до 20° монотонно убывает, имея вариацию 3... 10 дБ (рис. 3, *a*). Но экспериментальные данные по обратному рассеянию излучения РСА на покровах Земли показывают наличие высокого максимума в точке  $\theta = 0^\circ$ , который не предсказывается этой моделью. Наличие пика получает теоретическое объяснение, если принять во внимание сферичность волнового фронта и диаграммы направленности антенны на излучение и прием [8]. В работе [8] предложена модель, построенная, как и модель работы [7], на основе теории Кирхгофа, но с учетом сферичности волнового фронта и диаграммы направленности антенны (рис. 3, *б*). Для задач интерпретации данных космических РСА эта модель более адекватна действительности, поэтому она будет использована в области малых углов падения.

Следуя работам [7–9], с использованием метода Кирхгофа можно получить следующее выражение для зеркальной компоненты удельной эффективной площади рассеяния в случае съемки РСА:

$$\sigma_c^0(\theta) \cong C_c \Upsilon(\theta, \varepsilon) \exp(-\mu^2 \theta^2), \quad \mu^2 = \left( \frac{1}{k^2 R^2 \beta_0^2} + \frac{\beta_0^2}{4} \right)^{-1}, \quad (8)$$

где  $C_c$  — коэффициент, зависящий от статистических свойств шероховатостей рассеивающей поверхности в масштабе рабочей длины волны РСА, от параметров диаграммы направленности антенны, от наклонной дальности до цели и рабочей длины волны;  $k$  — волновое число;  $R$  — наклонная дальность до цели;  $\beta_0$  — полуширина луча антенны, выраженная в радианах;  $\Upsilon(\theta, \varepsilon)$  — функция угла падения сигнала  $\theta$  и диэлектрической проницаемости  $\varepsilon$ , представляющая собой отражательную способность рассеивающей поверхности, выражения для которой приведены в работе [9].

**Диффузная компонента удельной эффективной площади рассеяния.** При больших углах падения обратное рассеяние определяется в большей степени характеристиками мелкомасштабных шероховатостей, чем углом падения. Для представления диффузной компоненты, наиболее часто используют модель точечных отражателей и модель Брэгга [4, 9, 10]. Проведенный в рамках настоящей работы эксперимент с реальными радиолокационными снимками показал, что эти модели не универсальны. Поэтому опытным путем была найдена зависимость, обладающая более высокой средней (по числу сюжетов) точностью аппроксимации наблюдаемой зависимости:

$$\sigma_d^0(\theta) = C_d \Upsilon(\theta, \varepsilon) \exp(-\theta) \cos^{0,1}(\theta), \quad (9)$$

где  $C_d$  — коэффициент, определяемый статистическими свойствами шероховатостей рассеивающей поверхности в масштабе рабочей длины волны РСА.

**Промежуточная компонента удельной эффективной площади рассеяния.** Функциональная зависимость удельной эффективной площади рассеяния от угла падения в диапазоне углов от 2–3° до 20–30° получена эмпирически. Для гистограмм, построенных путем обработки радиолокационных снимков, найдена функциональная аппроксимация

$$\sigma_i^0(\theta) = \Upsilon(\theta, \varepsilon) \frac{1}{(1 + \theta^2)^p}, \quad p = 36. \quad (10)$$

**Формирование модели удельной эффективной площади рассеяния.** Из соотношений (7)–(10) получаем параметрическое выражение для удельной эффективной площади рассеяния в виде



$$\sigma^0(\theta) =$$

$$= C_{\Sigma} \Upsilon(\theta, \varepsilon) \left( w_c \exp(-\mu^2 \theta^2) + w_i \frac{1}{(1+\theta^2)^p} + w_d \exp(-\theta) \cos^{0,1} \theta \right); \quad (11)$$

$$w_c = w^2, \quad w_i = 2w(1-w), \quad w_d = (1-w)^2, \quad w \in [0; 1]. \quad (12)$$

После экспериментальной проверки модели (11)–(12) выявлено, что необходимо понизить примерно на порядок относительный вклад промежуточной составляющей  $\sigma_i^2$ . Поэтому проведена корректировка соотношений (12), так что

$$w_c = \frac{w^2}{W}, \quad w_i = \frac{0,2w(1-w)}{W}, \quad w_d = \frac{(1-w)^2}{W}; \quad (13)$$

$$W = w^2 + 0,2w(1-w) + (1-w)^2, \quad w \in [0; 1].$$

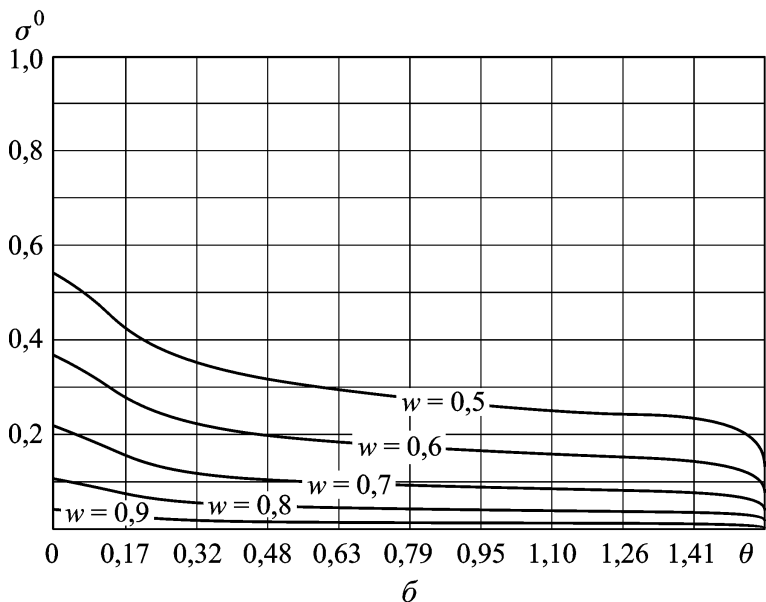
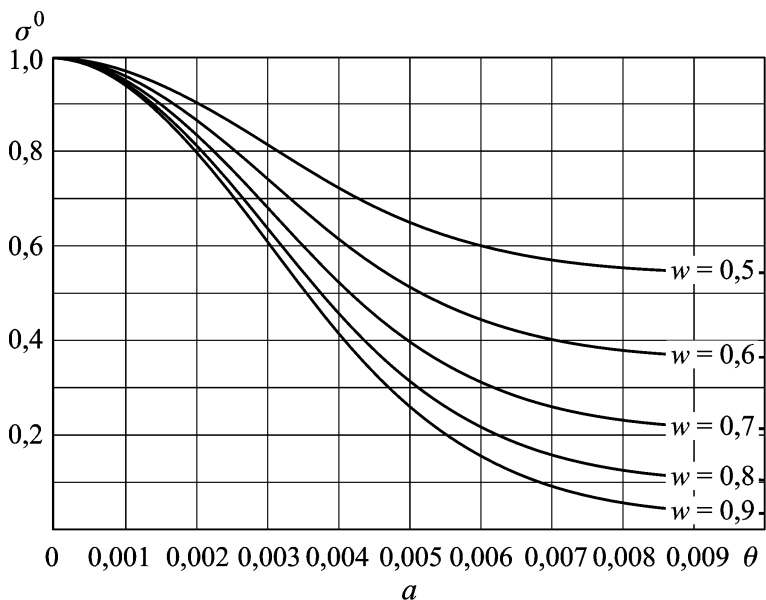
Соотношения (11), (13) будем считать параметрической моделью удельной эффективной площади рассеяния во всем диапазоне углов падения — от  $\theta = 0$  до  $\theta = \frac{\pi}{2}$  (рис. 4). Параметры модели — диэлектрическая проницаемость  $\varepsilon$ , весовой коэффициент  $w$ , показатели  $\mu$  и  $p$ , масштабный коэффициент  $C_{\Sigma}$ . Геометрический смысл параметра  $w$  состоит в том, что он определяет высоту кривой в области плато, соответствующего большим значениям угла падения, а физический смысл в том, что он определяет соотношение между основными механизмами рассеяния. При значении  $w = 1$  предлагаемая модель переходит в модель зеркального рассеяния из работы [8] (см. рис. 3, б, в). При меньших значениях  $0 \leq w < 1$  в области углов падения  $2^\circ \dots 20^\circ$  предлагаемая модель согласуется с моделью из работы [7] (см. рис. 3, а, в). При значениях параметра  $0 \leq w < 1$  и углах падения  $20^\circ \dots 90^\circ$  предлагаемая модель не противоречит известным экспериментальным данным [5, 9].

**Формирование модели интенсивности.** Объединение полученных ранее результатов (формулы 1, 4–7, 11, 13) приводит к следующей параметрической модели интенсивности на радиолокационном снимке:

$$I(\alpha_X, \alpha_Y) = C_S S_F(\alpha_X, \alpha_Y) \sigma^0(\theta(\alpha_X, \alpha_Y)), \quad (14)$$

где  $C_S$  — коэффициент, определяемый параметрами съемки и коэффициентом цифровой обработки.

**Учет эффектов наложения и радиолокационной тени.** Проецирование подстилающей поверхности на плоскость геометрии снимка РСА не всегда однозначно. Если различным точкам подстилающей поверхности соответствует одна и та же точка на радиолокационном снимке, то говорят что возникает наложение (layover). На амплитудном изображении области наложения обладают повышенной



**Рис. 4.** Функциональная зависимость удельной эффективной площади рассеяния от угла падения на плоскости ( $\sigma^0, \theta$ ) для углов падения  $[0; 0,01]$  (а) и  $[0,01; \pi/2]$  (б):

$\varepsilon = 15; \mu = 240; p = 36; C_{\Sigma} = (\sigma^0(0))^{-1}$ ; поляризационный режим ГГ

яркостью. Геометрическое условие наложения имеет вид

$$\alpha_X \geq \gamma, \quad (15)$$

где  $\alpha_X$  — угол локального наклона подстилающей поверхности в направлении дальности;  $\gamma$  — угол наблюдения. Участок подстилающей поверхности находится в тени (radar shadow), если луч радиолокатора

его не достигает. При этом затеняющие участки называются областями активной тени, а затеняемые — областями пассивной тени. На амплитудном радиолокационном снимке области тени характеризуются пониженным уровнем яркости и содержат шум в чистом виде. Геометрическое условие активной тени имеет вид

$$\gamma - \alpha_X \geq \frac{\pi}{2}. \quad (16)$$

В областях наложения и радиолокационной тени распределение интенсивности сигнала по углам наклона рельефа считаем равномерным. С учетом этого допущения и требования непрерывности распределения модель интенсивности принимает вид

$$I_G(\alpha_X, \alpha_Y) = \begin{cases} I\left(\gamma - \frac{\pi}{2}, \alpha_Y\right), & \text{если } \alpha_X \leq \gamma - \frac{\pi}{2}, \\ I(\alpha_X, \alpha_Y), & \text{если } \gamma - \frac{\pi}{2} < \alpha_X < \gamma, \\ I(\gamma, \alpha_Y), & \text{если } \gamma \leq \alpha_X. \end{cases} \quad (17)$$

### **Распределение вероятностей интенсивности на снимке РСА.**

Реальная рассеивающая поверхность является шероховатой в диапазоне длин волн радиолокационного сигнала, а РСА излучает когерентный сигнал. При рассеянии когерентного излучения на шероховатой поверхности в плоскости наблюдения образуются пятнистые дифракционные картины — спекл-поля [11]. Электромагнитные волны, рассеивающиеся на отдельных отражателях шероховатой поверхности в пределах элемента разрешения РСА, претерпевают случайную модуляцию и интерферируют между собой. Поскольку структура шероховатости рассеивающей поверхности имеет случайный характер, то образующиеся яркие пятна расположены случайным образом в плоскости наблюдения, имея при этом случайную форму и размеры. Спекл-структуры, присутствующие на радиолокационных изображениях, называют спекл-шумом. Наличие спекл-шума затрудняет оценивание детерминированной (полезной) составляющей рассеянного радиолокационного сигнала, зависящей от угла падения и физических свойств рассеивающей поверхности.

Если детерминированная составляющая  $I_G$  рассеянного сигнала слабо меняется в пределах ячейки пространственного разрешения РСА, то применима мультипликативная модель ее взаимодействия со спекл-шумом  $n$  (случайной составляющей, зависящей от распределения шероховатостей) [12]:

$$I_N = I_G \cdot n. \quad (18)$$

Пусть ячейка разрешения РСА содержит большое число независимых элементарных отражателей с приблизительно одинаковой интен-

сивностью отражения и со случайной фазой отражения, распределенной равномерно в диапазоне  $[0; 2\pi)$ . Тогда компоненты комплексного сигнала от этой ячейки разрешения как суперпозиция сигналов от отдельных элементарных отражателей внутри ячейки в силу центральной предельной теоремы являются гауссовыми случайными величинами с нулевым средним и одинаковой дисперсией. Интенсивность (квадрат амплитуды) такого сигнала подчиняется экспоненциальному распределению вероятностей [11–13]. Случайная величина, распределенная по экспоненциальному закону, характеризуется большим колебанием принимаемых значений, поскольку для нее математическое ожидание равно среднеквадратическому отклонению. Для снижения уровня спекл-шума применяют некогерентное накопление (усреднение по отдельным независимым изображениям) и пространственную фильтрацию. Если доступен только один снимок, то эти операции приводят к снижению пространственного разрешения. Сумма независимых случайных величин, распределенных по экспоненциальному закону, имеет гамма-распределение. Если полезная и шумовая составляющие сигнала независимы, то на основании модели (18) наблюдаемая интенсивность  $I_N$  есть случайная величина, имеющая гамма-распределение:

$$p_I(x) = \frac{1}{\Gamma(L)} \left(\frac{L}{M_I}\right)^L x^{L-1} \exp\left(-L\frac{x}{M_I}\right), \quad (19)$$

$$x > 0, \quad L \geq 1, \quad M_I > 0,$$

с математическим ожиданием  $M_I = M_I(I_G)$  и дисперсией  $D_I = \frac{M_I^2}{L}$ . Здесь  $L$  — число независимых наблюдений (number of looks);  $\Gamma(\cdot)$  — гамма-функция Эйлера. Для согласования динамического диапазона радиометрической модели (19) с динамическим диапазоном конкретного снимка введем в модель масштабный коэффициент  $C$  и смещение  $\Delta$ :

$$M_I = CI_G + \Delta. \quad (20)$$

Использование гамма-распределения для аппроксимации распределения интенсивности радиолокационного сигнала хорошо зарекомендовало себя на практике [13–15]. Для однородной и изотропной подстилающей поверхности, приведенные выше выражения законов распределения плотности вероятностей справедливы как для ансамбля реализаций РЛИ в каждом элементе разрешения, так и для одной реализации РЛИ по множеству элементов разрешения, в то время как для неоднородной поверхности они выполняются только для ансамбля реализаций [16].

На практике целесообразно использовать вероятностную модель не наблюдаемой интенсивности, а усредненной интенсивности, поскольку последняя имеет меньшую дисперсию. Так как в нашем случае нет возможности проводить усреднение по реализациям в точке, пространственное усреднение делаем по окрестности точки в ущерб пространственному разрешению снимка. Предположим, что интенсивности в отдельных точках независимы и имеют гамма-распределение. Нетрудно показать, что оценкой максимального правдоподобия для математического ожидания интенсивности является статистика

$$M_{MAP} = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N x_n, \quad (21)$$

которая в силу свойства аддитивности гамма-распределения [17] есть случайная величина, подчиняющаяся гамма-распределению

$$p_M(x) = \frac{1}{\Gamma(NL)} \left( \frac{NL}{M_I} \right)^{NL} x^{NL-1} \exp\left(-NL \frac{x}{M_I}\right), \quad (22)$$

$$x > 0, \quad NL \geq 1, \quad M_I > 0,$$

с математическим ожиданием  $M_I$  и дисперсией  $D_I = \frac{M_I^2}{NL}$ . Таким образом, фильтром максимального правдоподобия в нашем случае является фильтр скользящего среднего. Для повышения однородности выборки необходимо использовать варьирование формы оценочного окна.

**Параметры радиометрической модели.** Полученная радиометрическая модель (формулы (14), (17), (20), (22)) включает в себя набор безразмерных (за исключением  $\gamma$ , рад) параметров (табл. 1). Часть параметров (настроечные) нуждается в предварительном оценивании перед применением модели к конкретному снимку. Такая параметрическая настройка модели позволяет минимизировать влияние неучтенных факторов и погрешностей и сделать модель адаптивной. Исходными данными при оценивании параметров радиометрической модели являются реальный радиолокационный снимок (матрица интенсивностей), параметры радиолокационной съемки и цифровая модель рельефа для района, покрываемого снимком. При развертывании интерферометрической фазы, как правило, цифровая модель рельефа либо недоступна, либо доступна, но является более грубой по сравнению со снимком.

Значение весового коэффициента  $w$ , зависящего от физических и геометрических свойств подстилающей поверхности (влажность, шероховатость), принципиально априорно не известно; будем оценивать только значения параметров  $C$ ,  $\Delta$  и  $w$ .

### Параметры радиометрической модели

Параметр	Значение	Физический смысл
$\gamma$	Известно из исходных данных	Угол наблюдения
$\varepsilon$	По умолчанию $\varepsilon = 15$	Диэлектрическая проницаемость, зависящая от физических свойств рассеивающей поверхности
$\mu$	Рассчитывается по исходным данным	Показатель экспоненты зеркальной компоненты, определяющий остроту пика в области малых углов падения сигнала и зависящий от длины волны, наклонной дальности до цели, ширины луча антенны, алгоритма формирования снимка
$p$	По умолчанию $p = 36$	Параметр, определяющий скорость роста интенсивности с уменьшением угла падения в области средних значений угла падения
$L$	Известно из исходных данных	Число независимых наблюдений, определяющее дисперсию наблюдаемой интенсивности
$C$	Оценивается	Параметр, определяющий ширину динамического диапазона модели
$\Delta$	Оценивается	Параметр, определяющий состав динамического диапазона модели
$w$	Оценивается	Весовой коэффициент, определяющий соотношение между зеркальной, промежуточной и диффузной компонентами рассеянной электромагнитной волны

Параметры  $C$  и  $\Delta$  определяются из условий согласованности динамического диапазона модели с динамическим диапазоном снимка:

$$M_I \left( C, \Delta \mid \theta = \frac{\pi}{2}, w = 0 \right) = I_{\min}; \quad M_I (C, \Delta \mid \theta = 0, w = 1) = I_{\max}, \quad (23)$$

где  $I_{\min}$  и  $I_{\max}$  — минимальное и максимальное значения яркости на снимке. Для оценки параметра  $w$  составим функцию правдоподобия выборки  $\vec{x}$

$$\Lambda (\vec{x}, w) = \prod_{n=1}^N p_I (x_i, w). \quad (24)$$

Оценкой максимального правдоподобия является статистика

$$w(\vec{x})^* = \arg \max_w \Lambda (\vec{x}, w), \quad (25)$$

Подставляя распределение (19) в формулу (24) и логарифмируя, получаем

$$\ln \Lambda = N \ln \left( \frac{L^L}{\Gamma(L)} \right) + L \sum_{n=1}^N \left( \ln \frac{x_n}{M_n} - \frac{x_n}{M_n} \right) - \sum_{n=1}^N \ln x_n. \quad (26)$$

Уравнение правдоподобия  $\frac{\partial \ln \Lambda(\vec{x}, w)}{\partial w} = 0$  с учетом (26) имеет вид

$$\sum_{n=1}^N \frac{1}{M_n} \frac{\partial M_n}{\partial w} \left( \frac{x_n}{M_n} - 1 \right) = 0. \quad (27)$$

Если цифровая модель рельефа недоступна, полагаем

$$M_n(w, \alpha_X, \alpha_Y) = M \left( w, \gamma - \frac{\pi}{8}, \frac{5\pi}{16} \right), \quad (28)$$

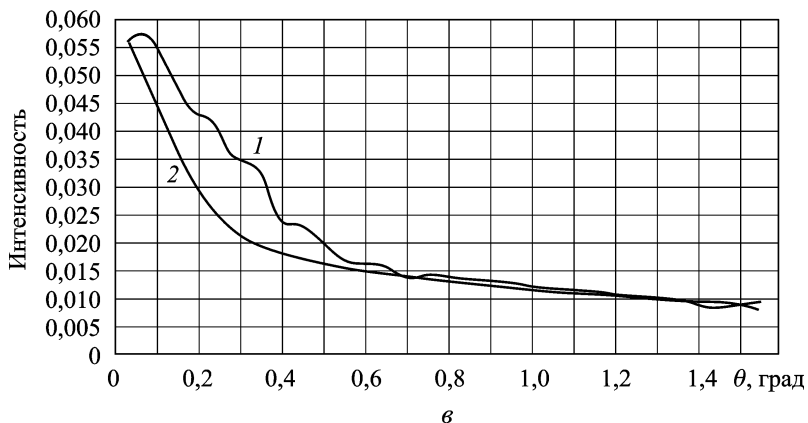
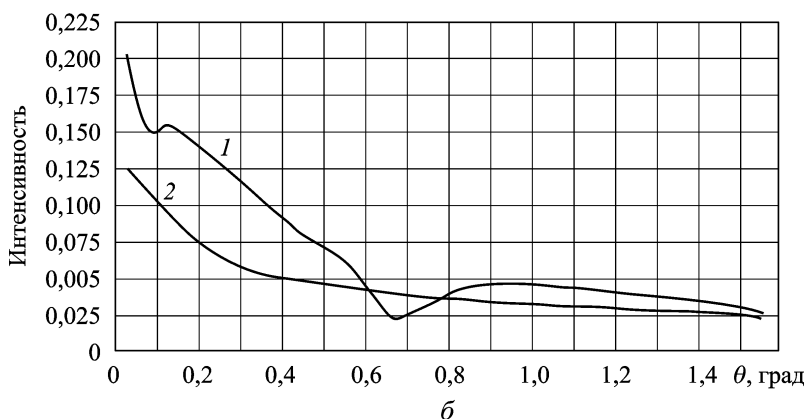
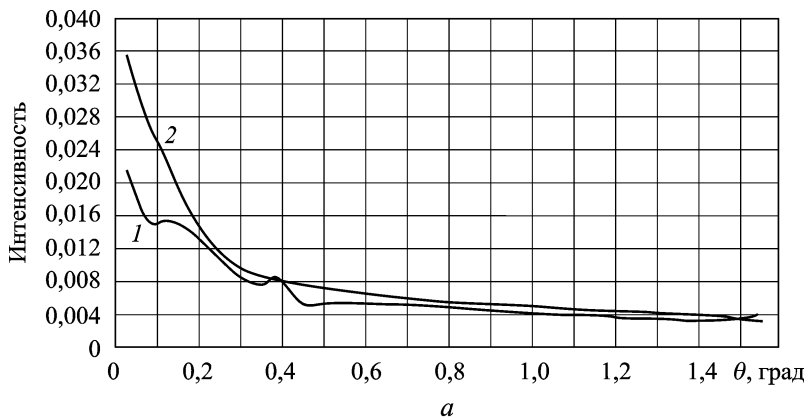
поскольку в точке  $\left( \gamma - \frac{\pi}{8}, \frac{5\pi}{16} \right)$  функция  $M_n(\alpha_X, \alpha_Y)$  приблизительно равна своему среднему значению. Тогда уравнение (27) с учетом формул (14) и (20) сводится к квадратному уравнению относительно  $w$

$$M \left( w, \gamma - \frac{\pi}{8}, \frac{5\pi}{16} \right) = \bar{x}, \quad \bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N x_n. \quad (29)$$

В общем случае нелинейное уравнение (27) может быть решено лишь численно.

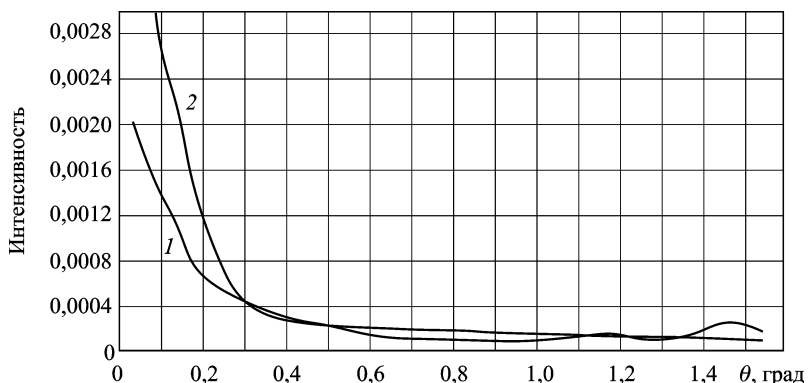
**Экспериментальная проверка адекватности радиометрической модели.** Проверку адекватности построенной радиометрической модели проводили по двум критериям — близости в среднеквадратическом смысле теоретической (модельной) кривой к экспериментальной зависимости и визуальному сходству построенной модели изображения с реальным снимком и близости их статистических характеристик.

Для обработки экспериментальных данных и идентификации модели в среде программирования Visual C++ 6.0 разработана программа, позволяющая для данного реального снимка оценивать параметры радиометрической модели, строить экспериментальную зависимость интенсивности от угла, моделировать этот снимок по радиометрической модели и вычислять статистические характеристики реального и смоделированного снимков. Анализ адекватности проводили с помощью разработанной программы для пяти различных сюжетов. Результаты анализа представлены на рис. 5–7 и в табл. 2. Проверка адекватности показала, что построенная модель удовлетворительно описывает реальную зависимость.

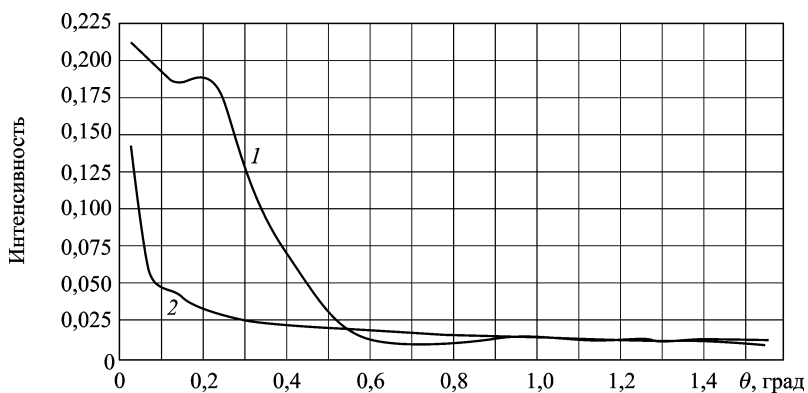


**Рис. 5.** Экспериментальные (1) и модельные (2) функциональные зависимости интенсивности от угла падения по первому (а) (снимок засушливого района размером 9,0×9,3 км с редкой растительностью), второму (б) ((снимок засушливого района размером 17,4×12,5 км с редкой растительностью) и третьему (в) (снимок района размером 1,8×2,8 км с лесным массивом) сюжетам





**Рис. 6.** Экспериментальная (1) и модельная (2) функциональные зависимости интенсивности от угла падения по четвертому сюжету (снимок района размером  $15,3 \times 21,3$  км, покрытого вулканическими породами, частично – снегом и льдом; растительность практически отсутствует)



**Рис. 7.** Экспериментальная (1) и модельная (2) функциональные зависимости интенсивности от угла падения по пятому сюжету (снимок засушливого района размером  $6,7 \times 10,4$  км с незначительной растительностью)

Таблица 2

**Статистические характеристики реальных и смоделированных снимков**

Номер сюжета	Наблюдаемое изображение		Смоделированное изображение	
	Среднее	Среднеквадратическое отклонение	Среднее	Среднеквадратическое отклонение
1	0,0057	0,0085	0,0183	0,1078
2	0,0387	0,0371	0,0368	0,0704
3	0,0138	0,0100	0,0110	0,0163
4	0,0002	0,0021	0,0008	0,0232
5	0,0166	0,0315	0,0141	0,0198

В табл. 3 приведены значения основных параметров съемки и параметров радиометрической моделей для рассмотренных сюжетов.

Таблица 3

**Значения параметров съемки и параметров радиометрической модели**

Параметр	Сюжет 1	Сюжет 2	Сюжет 3	Сюжет 4	Сюжет 5
$\mu$	240	241	439	56	56
$\varepsilon$	15,0	15,0	15,0	15,0	15,0
$w$	0,892339	0,743535	0,835610	0,978966	0,821277
$\lambda$ , км	0,000057	0,000057	0,000031	0,000242	0,000242
$R$ , км	857,680222	1018,524842	672,019286	248,461208	285,058256
$\Delta a$ , км	0,003981	0,005190	0,001397	0,004340	0,005217
$\Delta r$ , км	0,007904	0,011596	0,000909	0,003331	0,003331
$\gamma$	23,2	38,6	39,9	27,9	42,1
Размеры снимка, пиксель	1138×2326	1500×2400	2000×2000	4600×4900	2000×2000

**Заключение.** Разнообразие реальных рассеивающих поверхностей по геометрическим и физическим свойствам, различие метеорологических условий на момент съемки, делают невозможным построение универсальной и одновременно точной детерминированной радиометрической модели. В настоящей работе разработана вероятностная радиометрическая модель, связывающая локальный наклон рельефа подстилающей поверхности с яркостью на радиолокационном снимке. Достоинство разработанной модели — наличие всего одного оцениваемого по снимку параметра, который имеет простой геометрический смысл. Получено уравнение, позволяющее получать оценку максимального правдоподобия для этого параметра. Наряду с элементами, заимствованными из литературных источников [3, 8, 12, 14], разработанная модель содержит полученные автором выражения для площади элементарной рассеивающей площадки и удельной эффективной площади рассеяния.

Как показал проведенный экспериментальный анализ, построенная модель в первом приближении правильно описывает реальные зависимости. Имеющиеся расхождения частично объясняются грубостью доступной модели рельефа. В дальнейшем объем статистической выборки будет наращиваться в результате использования модели в реальных проектах обработки радиолокационных данных.

Построенная радиометрическая модель необходима для решения задачи развертки интерферометрической фазы, может применяться

для радиометрической коррекции радиолокационных снимков, экспериментального оценивания точности стереометрического метода построения ЦМР, экспериментального анализа точности фильтров спекл-шума, экспериментального исследования точности классификатора текстур на радиолокационном снимке, а также может использоваться в качестве ключевого инструмента при клинометрической обработке. Сама клинометрия может быть прекрасным дополнением стереометрии, применение которой при анализе данных радиолокации однородных поверхностей затруднительно.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. K i r k R. L. A fast finite-element algorithm for two-dimensional photoclinometry // PhD thesis, California Institute of Technology, 1987.
2. K i r k R. L. et al. Radar reveals Titan topography // Proc. Lunar and Planetary Science XXXVI, 2005.
3. C h e n C. W. Statistical-cost network-flow approaches to two-dimensional phase unwrapping for radar interferometry // PhD thesis, Stanford University, 2001.
4. Е л и з а в е т и н И. В., П а й б ю Ф. Исследование характеристик земной поверхности с использованием моделирования космического PCA  $S$ -диапазона // Исследование Земли из космоса. – 1997. – № 4. – С. 13.
5. С к о л н и к Н. И. Справочник по радиолокации: В 4 т. – М.: Сов. радио, 1979.
6. И с а к о в и ч М. А. Рассеяние волн от статистически шероховатой поверхности // ЖЭТФ. – 1952. – Т. 23, № 3 (9). – С. 305–314.
7. Б а с с Ф. Г., Ф у к с И. М. Рассеяние волн на статистически неровной поверхности. – М.: Наука, 1972.
8. F u n g A. K., E o m R. J. Coherent scattering of a spherical wave from an irregular surface // IEEE Trans. Antennas Propagation. – 1983. – No. 31. – P. 68–72.
9. E l a s h i C. Spaceborne radar remote sensing: Applications and techniques. // IEEE Press, New-York, 1988.
10. Р а д и о л о к а ц и о н н ы е методы исследования Земли / Ю.А. Мельник, С.Г. Зубкович, В.Д. Степаненко и др. Под ред. Ю.А. Мельника. – М.: Сов. радио, 1980.
11. Г у д м е н Д ж. Статистическая оптика: Пер. с англ. – М.: Мир, 1988.
12. Ш к о л ь н ы й Л. А., Г л а з к о в С. Л. Математическая модель и статистические характеристики спекл-структур радиолокационных изображений, получаемых радиолокаторами с синтезированной апертурой // Радиотехника. – 1990. – № 2. – С. 3–8.
13. M o s e r G., Z e r u b i a J., S e r p i c o S. B. SAR amplitude probability density function estimation based on a generalized Gaussian model // IEEE Transactions on Image Processing. – 2006. – Vol. 15, no. 6. – P. 1429–1442.
14. H e r v e t E., F j o r t o f t R., M a r t h o n P., L o p e s A. Comparison of wavelet-based and statistical speckle filters // Proc. SAR Image Analysis, Modelling, and Techniques III, vol. SPIE 3497, Barcelona, Spain, September 1998.
15. L e e J. -S. et al. Intensity and phase statistics of multilook polarimetric and interferometric imagery // IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing, vol. 32. P. 1017–1028, 1994.
16. А х м е т ь я н о в В. Р., П а с м у р о в А. Я. Обработка радиолокационных изображений в задачах дистанционного зондирования Земли // Зарубежная радиоэлектроника. – 1987. – № 1. – С. 70–81.



Роман Игоревич Шувалов родился в 1984 г., окончил в 2007 г. МГТУ им. Н.Э. Баумана. Аспирант и ассистент кафедры “Вычислительная математика и математическая физика” МГТУ им. Н.Э. Баумана, инженер ОАО “ВПК “НПО машиностроения”. Автор семи научных работ в области математического моделирования и обработки цифровых изображений Земли, получаемых космическими радиолокаторами с синтезированной апертурой антенны.

R.I. Shuvalov (b.1984) graduated from the Bauman Moscow State Technical University in 2007. Post-graduate and assistant of “Computational Mathematics and Mathematical Physics” department of the Bauman Moscow State Technical University. Engineer of NPO Mashinostroyeniya. Author of 7 publications in

the field of mathematical modeling for processing of digital images of Earth surface acquired by synthetic aperture radars.

---

**В издательстве МГТУ им. Н.Э. Баумана  
в 2009 г. вышла в свет книга**

**Емельянов В.В. Ясиновский С.И.**

Имитационное моделирование систем: Учеб. пособие. – М.: Изд-во МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2009. – 584 с. (Информатика в техническом университете).

Изложены основы имитационного моделирования применительно к анализу и управлению сложными производственными системами; описаны языки и системы имитационного моделирования (GPSS, AweSim, SIMAN, ARENA, G@, ReThink+G2). Основное внимание уделено описанию интеллектуальной среды имитационного моделирования РДО (ресурсы–действия–операции), основанной на системе модифицированных продукционных правил, которая позволяет с единых позиций описывать и моделировать разнообразные сложные системы и процессы независимо от их природы. Рассмотрены элементы языка и редактор РДО-моделей; приведены примеры моделирования различных дискретных систем и процессов.

Содержание учебного пособия соответствует курсам лекций, читаемых в МГТУ им. Н.Э. Баумана.

Для студентов старших курсов высших технических учебных заведений и аспирантов, обучающихся по направлениям системотехники, автоматизации технологических процессов и производств, а также для системных аналитиков и научных работников.

По вопросам приобретения обращаться по тел. (499) 263-60-45;  
e-mail: [press@bmstu.ru](mailto:press@bmstu.ru)