

фект, то для визначення його місцеположення та оцінки витрачається додатково приблизно 5 хв.

Аналіз результатів, наведених у табл. 4, показує, що продуктивність ультразвукового контролю за рахунок використання нового методу зросла від 3 до 18 разів для діаметрів стрижня від 10 до 50 мм та довжиною 6000 мм. Продуктивність контролю довгомірних виробів довжиною 1000 мм становить від 2 до 3 разів для діаметрів об'єктів контролю від 10 до 50 мм.

Висновки

Наведені результати досліджень надійності розробленого високопродуктивного методу ультразвукового контролю в промислових умовах підтвердили його високу ефективність та актуальність застосування при контролі прутків на металургійних підприємствах. Установлено, що формування у довгомірному виробі з перехідним перерізом акустичного поля, що поширюється у вигляді пакета різнонаправлених променів об'ємних хвиль, дозволяє надійно виявити дефекти різної орієнтації з продуктивністю від 2 до 18 разів вищою, ніж при традиційному методі.

За результатами контролю сталених стрижнів довжиною 4500 мм та діаметром 21 мм на ВАТ "Металургійний завод ім. А.К. Сєрова" традиційним та новим методами встановлено, що достовірність контролю нового методу вища, ніж достовірність традиційного методу ($0,973 > 0,66$). Тобто новий метод дозволяє підвищити достовірність контролю більш ніж на 30 %. Результати ж контролю сталених стрижнів діаметром 40 мм та довжиною 4000 мм, проведеного на ПП "ДДП", показують,

що новий метод стовідсотково виявляє дефекти, що підтверджено традиційними дослідженнями.

Список літератури

1. Ноздрачова К.Л. Експрес-метод ультразвукового контролю довгомірних виробів: дис... к.т.н. / К.Л. Ноздрачова. – Харків: НТУ "ХП", 2011. – 179 с.
2. Пат. 43950 Україна, МПК (2009) G 01 № 29/36. Луна-дифракційний спосіб контролю довгомірних виробів / Г.М. Сучков, К.Л. Ноздрачова. – № у 2009 03289; заявл. 06.04.2009; опубл. 10.09.2009, Бюл. № 17.
3. Suchkov G.M. Development testing of long-length items testing using contact and non-contact methods / G.M. Suchkov, E.L. Nozdracheva // Abstracts of 10th European conference on non-destructive testing. – М., 2010. – Р. 185–187.
4. Сучков Г.М. Підвищення продуктивності й надійності виявлення дефектів в стрижнях / Г.М. Сучков, К.Л. Ноздрачова // Вісник НТУ "ХП". – 2008. – Вип. 48. – С. 104–109.
5. Прутки и заготовки круглого и прямоугольного сечения: ГОСТ 21120-75. – [Дата введения 1977-10-01]. – М.: Изд-во стандартов, 1989. – 6 с. – (Государственный стандарт Союза ССР).
6. Корн Г. Справочник по математике для научных работников и инженеров / Г. Корн, Т. Корн. – М.: Наука, 1974. – 832 с.
7. Клюев В.В. Неразрушающий контроль: справочник: в 7 т. Т. 3: Ультразвуковой контроль / В.В. Клюев, И.Н. Ермолов, Ю.В. Ланге; под ред. В.В. Клюева. – М.: Машиностроение, 2004. – 864 с.

УДК 528.27:519.233.2

ВЛИЯНИЕ ШУМОВ ДИСКРЕТИЗАЦИИ НА ТОЧНОСТЬ СИММЕТРИЧНЫХ БАЛЛИСТИЧЕСКИХ ГРАВИМЕТРОВ

А.В. Омельченко, кандидат технических наук, доцент Харьковского национального университета радиоэлектроники

Е.М. Занимонский, PhD, ведущий инженер ННЦ "Институт метрологии", г. Харьков

В.С. Купко, кандидат технических наук, старший научный сотрудник, директор научного центра ННЦ "Институт метрологии", г. Харьков



А.В. Омельченко



Е.М. Занимонский



В.С. Купко

ния ускорения силы тяжести (УСТ) и исследованы свойства весовых функций симметричных баллистических гравиметров. Получены зависимости СКО измерений УСТ от длительности наблюдения движения пробного тела для различных способов обработки, определяющих вид весовых функций гравиметров.

Methods of minimizing discretization interfering signal on accuracy of acceleration of free fall measurement are analyzed and properties of weight functions of symmetrical ballistic gravimeters are discovered.

Проанализированы способы уменьшения влияния помех дискретизации на точность измере-

The characteristic curves of root-mean-square-errors measurements of acceleration of free fall from observation time of proof mass motion for different treatment methods, determining the gravimeters weight functions are received.

Введение

Свыше сорока лет харьковские метрологи создают и исследуют высокоточные баллистические гравиметры (БГ) различного назначения. В последнее время были получены новые научные результаты в области регрессионного анализа [1, 2], которые создают предпосылки для разработки отечественного БГ с относительной неопределенностью измерений на уровне $5 \dots 10 \cdot 10^{-9}$ с использованием средств современной электроники и вычислительной техники.

Баллистические гравиметры по методу измерения параметров движения делятся на симметричные и несимметричные. В симметричном методе используется подбрасывание пробного тела и измерения производят на взлете и падении пробного тела, в несимметричном – измерения производятся при падении пробного тела. Основным недостатком симметричных гравиметров обоснованно считается сильный механический импульс при подбрасывании тела. Однако симметричный метод имеет и ряд преимуществ, основным из которых является то, что сила сопротивления газовой среды в меньшей степени влияет на результаты измерения ускорения силы тяжести (УСТ); так она воздействует на тело с противоположными знаками на взлете и падении.

Целью настоящей работы является обоснование способа дискретизации сигнала в симметричном БГ и методов последующей его обработки, позволяющих уменьшить вклад помех в неопределенность измерения УСТ.

1. Математическая постановка задачи обработки

Будем полагать, что в вакуумной камере БГ производится подбрасывание пробного тела с некоторой начальной скоростью.

На выходе измерителя параметров движения тела наблюдаются пары данных пути и времени:

$$\{z(t_k), t_k\}, k = \overline{0, K-1}, \quad (1)$$

где отсчеты времени $t_k \in (0, T)$, а отсчеты пути

$$z(t_k) = \sum_{i=0}^n a_i \cdot (t_k - \tau)^i + \zeta(t_k). \quad (2)$$

В (1) и (2) обозначено: T – длительность интервала наблюдения; τ – момент времени, в который скорость тела равна нулю; $a_i, i = \overline{1, n}$, – неизвестные коэффициенты полиномиальной аппроксимации траектории движения пробного тела; n – порядок степенного полинома в (2); $\zeta(t)$ – аддитивная помеха. Удвоенное значение коэффициента при второй

степени полинома в модели (2) является величиной УСТ: $g=2a_2$, которую требуется найти с использованием метода наименьших квадратов.

2. Модель составляющей помехи, обусловленной дискретизацией

Существует два основных метода дискретизации сигнала в баллистическом гравиметре с использованием: 1) схемы совпадений; 2) АЦП.

В первом методе ошибки определения моментов отсчетов $\eta(t_k) \in [-\varepsilon, \varepsilon]$, $k = \overline{0, K-1}$, предполагаются статистически независимыми случайными величинами с равномерным законом распределения на интервале $[-\varepsilon, \varepsilon]$ порядка нескольких наносекунд.

Ошибки определения пути, обусловленные дискретизацией при использовании схемы совпадений, описываются выражением

$$\zeta(t_k) = v(t_k) \cdot \eta(t_k), k = \overline{0, K-1}, \quad (3)$$

где $v(t_k)$ – мгновенная скорость пробного тела в момент времени t_k .

Согласно (3) ошибки определения пути также статистически независимы и принадлежат интервалу $\zeta(t_k) \in [-\varepsilon \cdot v(t_k), \varepsilon \cdot v(t_k)]$. СКО ошибок пути $\zeta(t_k)$ линейно возрастают с увеличением мгновенной скорости тела и при $v(t_k) = 1$ м/с величина $\zeta(t_k)$ составляет несколько нанометров.

Для симметричного метода измерения УСТ при равномерной дискретизации с интервалом Δ

$$\zeta(t_k) = g \cdot \left(k - \frac{K-1}{2} \right) \cdot \Delta \cdot \eta(t_k), k = \overline{0, K-1}.$$

Несложно показать, что для этого случая

$$\sigma_{\zeta}^2(t_k) = g^2 \left(k - \frac{K-1}{2} \right)^2 \Delta^2 \frac{\varepsilon^2}{3}. \quad (4)$$

Если же дискретизация сигнала в БГ осуществляется с применением АЦП, то ошибки измерения пути зависят от числа уровней квантования и способа обработки сигнала в БГ. В первом приближении можно считать, что отсчеты шума $\zeta(t_k), k = \overline{0, K-1}$, обусловленные квантованием сигнала, являются собой статистически независимые случайные величины, имеющие нормальный закон распределения с одинаковой дисперсией и нулевым средним. Установлено [3], что в этом случае использование оптимальной обработки сигналов практически исключает составляющую неопределенности измерения УСТ, обусловленную квантованием. Так, при времени наблюдения движения тела T более 0,1 с указанная неопределенность не превышает 0,01 мкГал.

3. Связь задачи измерения УСТ с задачей полиномиального регрессионного анализа

Обработка данных при измерении УСТ с помощью БГ относится к классу задач полиномиального регрессионного анализа (РА), рассмотренных в работах [1, 2]. В постановке задачи РА предпола-

гаются, что в моменты времени $t_k, k = 0, K-1$ ($t_0=0, t_{K-1}=T$), регистрируются данные, представляющие собой сумму детерминированной основы в виде полинома степени n с коэффициентами $a_i, i = 0, n$, и шума наблюдения $\zeta(t)$:

$$z(t_k) = \sum_{i=0}^n a_i \cdot t_k^i + \zeta(t_k).$$

Требуется найти несмещенные линейные оценки \hat{a}_i коэффициентов a_i , имеющие минимальное СКО относительно истинных значений $M[\hat{a}_i - a_i]^2, i = 0, n$.

Следуя [1, 2], будем считать, что шум $\zeta(t)$ имеет непрерывные производные порядка $i = 1, n$. Такое предположение не является обременительным, потому что, в соответствии со сформулированной постановкой задачи, наблюдаются лишь значения данных на конечном множестве моментов времени $t_k, k = 0, K-1$. Предположение о дифференцируемости реализаций шума наблюдения позволяет использовать для синтеза оценок коэффициентов регрессии аппарат весовых функций РА [1].

К классу линейных оценок относятся оценки МНК (метода наименьших квадратов), ВМНК (взвешенного МНК) и ОМНК (обобщенного МНК) [4].

Как известно [2, 4], любые линейные оценки параметров $a_i, i = 0, n$, могут быть представлены в виде

$$\hat{a}_i = \sum_{k=0}^{K-1} z(t_k) \cdot w_i(k), \quad i = \overline{0, n}, \quad (5)$$

где $w_i(k)$ – весовые коэффициенты.

В работе [1] показано, что линейные оценки коэффициентов регрессии вида (5) могут быть представлены в виде

$$\hat{a}_i = \int_0^T z^{(i)}(t) V_i(t) dt, \quad (6)$$

где $z^{(i)}(t)$ – i -я производная наблюдаемого процесса $z(t)$;

$$V_i(t) = \frac{(-1)^i}{(i-1)!} \sum_{\substack{k=0 \\ t_k < t}}^{K-1} w_i(k) \cdot (t - t_k)^{i-1}. \quad (7)$$

Функции $V_i(t)$, участвующие в интеграле (6) как множитель при i -й производной от наблюдаемого процесса, называются весовыми функциями регрессионного анализа [1]. Они обладают основными свойствами весовых функций, используемых при спектральном анализе сигналов.

Согласно (7) весовые функции представляют собой сплайны порядка $(i-1)$ дефекта 1 с узлами в точках $t_k, k = 0, K-1$ и $V_i(t) = 0, \forall t \notin [0, T]$.

4. Весовые функции гравиметров

Результат измерения УСТ можно представить как линейную оценку вида (5):

$$\hat{g} = 2\hat{a}_2 = \sum_{k=0}^{K-1} z(t_k) \cdot w(k). \quad (8)$$

Весовые функции баллистических гравиметров (ВФБГ) были введены в работах [5, 6]. С позиций РА их можно определить через оценки при второй степени полинома:

$$\hat{g} = \int_0^T z^{(2)}(t) G(t) dt, \quad (9)$$

где ВФБГ представляет собой удвоенную функцию РА порядка 2 [1, 2]:

$$G(t) = 2V_2(t).$$

Из выражений (8), (9) следует, что основные свойства весовых функций РА переносятся на ВФБГ. Поэтому функции $G(t)$ удовлетворяют следующим свойствам:

1) условию нормирования

$$\int_0^T G(t) dt = 1;$$

2) допускают представление

$$G(t) = \sum_{k=0}^{K-1} w(k) \cdot (t - t_k)_+, \quad (10)$$

где $w(k)$ – весовые коэффициенты при отсчетах пути в алгоритме измерения (8);

3) допускают представление через В-сплайны

$$G(t) = \sum_{k=0}^{K-3} b(k) \cdot B_1^k(t), \quad (11)$$

где В-сплайны степени 1 дефекта 1

$$B_1^k(t) = 2 \sum_{s=k}^{k+2} (t - t_s)_+ \prod_{q=k, q \neq s}^{k+2} \frac{1}{(t_s - t_q)} \quad (12)$$

неотрицательны на интервале $[t_k, t_{k+1})$ и равны нулю вне его; $b(k)$ – коэффициенты при В-сплайнах;

4) из условия несмещенности оценок УСТ следует, что должны выполняться соотношения для модели порядка не менее 3-х (а для симметричного метода – всегда):

$$\int_0^T (t - \tau) G(t) dt = 0 \quad (13)$$

и для модели порядка не менее 4-х:

$$\int_0^T (t - \tau)^2 G(t) dt = 0. \quad (14)$$

Условия (13) и (14) могут быть представлены соответственно в виде

$$\int_0^T t G(t) dt = \tau \quad \text{и} \quad \int_0^T t^2 G(t) dt = \tau^2. \quad (15)$$

Выражения (15) устанавливают связь моментов первых двух порядков весовых функций со временем в центральной точке интервала наблюдения τ .

Из выражений (11) и (12) вытекает, что в моменты наблюдений t_k получим

$$G(t_k) = b(k-1) \cdot B_1^{k-1}(t_k) = 2 \frac{b(k-1)}{t_{k+1} - t_{k-1}}. \quad (16)$$

С другой стороны, согласно (10) имеем

$$G(t_k) = \sum_{s=0}^k w(s) \cdot (t_k - t_s). \quad (17)$$

В случае равномерной дискретизации во времени с шагом Δ выражения (16) и (17) принимают соответственно вид

$$G(t_k) = \frac{b(k-1)}{\Delta} \quad (18)$$

и

$$G(t_k) = \Delta \sum_{s=0}^{k-1} w(s) \cdot (k-s). \quad (19)$$

Из сопоставления (18) и (19) установим связь

$$b(k) = \Delta^2 \sum_{s=0}^{k-1} w(s) \cdot (k-s).$$

5. Анализ влияния времени наблюдения на дисперсию измерения УСТ

Весовые функции гравиметров $G(t)$ удобны для анализа помех по ускорению. При их использовании ошибку измерения УСТ можно определить как

$$\Delta_g = \hat{g} - g = \int_0^T \zeta_s^{(2)}(t) G(t) dt.$$

Дисперсия ошибки измерения определяется по формуле

$$M[\Delta_g^2] = \int_0^T \int_0^T K_g(t, s) G(t) G(s) dt ds, \quad (20)$$

где $K_g(t, s) = M[\zeta_s^{(2)}(t) \zeta_s^{(2)}(s)]$ – корреляционная функция помехи по ускорению.

Для некоррелированной помехи выражение (20) приводится к виду

$$M[\Delta_g^2] = \sigma_g^2 \theta, \quad (21)$$

где величина

$$\theta = \int_0^T G^2(t) dt \quad (22)$$

может трактоваться как эффективная полоса пропускания БГ.

В работе [1] установлено, что при использовании МНК

$$\theta \approx \frac{1,43}{T} \quad (23)$$

для модели 2-го порядка и

$$\theta \approx \frac{2,79}{T} \quad (24)$$

для модели 4-го порядка. Из выражений (21)–(24) вытекает, что при действии на БГ аддитивной широкополосной помехи (по ускорению) дисперсия оценки УСТ обратно пропорциональна времени наблюдения пробного тела T .

Анализ влияния помехи по пути на результат измерения УСТ удобнее оценивать не согласно вы-

ражению (20), а непосредственно на основе (8). При таком подходе дисперсия измерения УСТ

$$M[\Delta_g^2] = \sum_{s=0}^{K-1} \sum_{k=0}^{K-1} K_\zeta(t_k, t_s) \cdot w(k) \cdot w(s), \quad (25)$$

где $K_\zeta(t_k, t_s)$ – отсчеты корреляционной функции помехи $\zeta_s(t)$. Для некоррелированных отсчетов помехи (25) преобразуется к виду

$$M[\Delta_g^2] = \sum_{k=0}^{K-1} \sigma_\zeta^2(t_k) w^2(k), \quad (26)$$

где $\sigma_\zeta^2(t_k)$ – дисперсия помехи $\zeta(t)$ в момент времени t_k .

Предположим теперь, что число отсчетов K на интервале наблюдения длительностью T зафиксировано. Интервал между соседними отсчетами положим одинаковым и равным $\Delta = T/(K-1)$. Для описанных условий проанализируем влияние длительности интервала наблюдения на дисперсию оценки.

Известно, что для оценки вида (8) должно выполняться условие

$$\sum_{k=0}^{K-1} t_k^2 \cdot w(k) = 2,$$

которое в случае равномерной дискретизации примет вид

$$\sum_{k=0}^{K-1} k^2 \cdot w(k) = \frac{2}{\Delta^2}. \quad (27)$$

Из анализа (27) следует, что коэффициенты

$$w(k) = \frac{W(k)}{\Delta^2}, \quad (28)$$

где вес $W(k)$ совпадает с $w(k)$ при $\Delta=1$ и удовлетворяет условию

$$\sum_{k=0}^{K-1} k^2 \cdot W(k) = 2.$$

После подстановки (28) в (26) получим

$$M[\Delta_g^2] = \frac{1}{\Delta^4} \sum_{k=0}^{K-1} \sigma_\zeta^2(t_k) W^2(k). \quad (29)$$

Если точность измерения координат не изменяется во времени, то есть $\sigma_\zeta^2(t_k) = \sigma_\zeta^2$, то, с учетом $\Delta = T/(K-1)$, получим

$$M[\Delta_g^2] = \frac{\sigma_\zeta^2 \cdot D}{T^4}, \quad (30)$$

где величина

$$D = (K-1)^4 \sum_{k=0}^{K-1} W^2(k)$$

не зависит от длительности интервала наблюдения T . Из (30) следует, что при фиксированном числе отсчетов данных K дисперсия измерения УСТ обратно пропорциональна 4-й степени длительности интервала наблюдения T . Очевидно, что в рассматриваемом случае СКО ошибок измерения УСТ

$$\sigma_g = \sqrt{M[\Delta_g^2]} = \frac{\sigma_\varepsilon \cdot \sqrt{D}}{T^2}$$

обратно пропорционально второй степени T . Отметим, что указанный вывод справедлив для широкополосной аддитивной помехи по пути.

Рассмотрим теперь модель помехи (4). Для этого случая в соответствии с (29)

$$M[\Delta_g^2] = \frac{g^2 \varepsilon^2 d}{3T^2}, \tag{31}$$

где величина

$$d = (K-1)^2 \sum_{k=0}^{K-1} \left(k - \frac{K-1}{2} \right)^2 W^2(k)$$

не зависит от длительности интервала наблюдения T . Согласно (31) для модели помехи (4) и при фиксированном числе отсчетов данных K дисперсия измерения УСТ обратно пропорциональна 2-й степени длительности интервала наблюдения T . Очевидно, что в рассматриваемом случае СКО ошибок измерения УСТ

$$\sigma_g = \frac{gd\varepsilon}{\sqrt{3}T} \tag{32}$$

прямо пропорционально параметру неопределенности времени ε и обратно пропорционально длительности интервала T .

6. Исследование влияния характеристик схемы совпадений на СКО измерения УСТ методом моделирования

Моделирование проводилось для следующих условий: метод измерения УСТ – симметричный; время наблюдения $T \approx 0,204$ с; число пар путь-время $K = 407$; величина интервала дискретизации $\Delta = 0,5$ мс.

Для нахождения веса наблюдений использовался МНК, а также его обобщение – ВМНК. ВМНК предполагает использование весовых окон в критериях оптимальности для аппроксимации данных полиномом некоторой степени n .

В качестве таких окон были использованы функции Хана вида [7]

$$\rho(k) = \frac{\Gamma(k + \beta + 1)\Gamma(K - k + \alpha)}{\Gamma(k + 1)\Gamma(K - k)}, \quad k = \overline{0, K-1}, \tag{33}$$

где действительные числа $\alpha > -1$ и $\beta > -1$. Вид функции (33) для значений $\alpha = \beta = q, q = 0, 1, 2$, представлен на рис. 1. Здесь горизонтальная линия соответствует случаю $\alpha = \beta = 0$, сплошная кривая черного цвета – случаю $\alpha = \beta = 1$, сплошная кривая серого цвета – случаю $\alpha = \beta = 2$.

Использование различных весовых окон $\rho(k)$ приводит к соответствующим весовым функциям БГ $G(t)$, значения которых могут быть рассчитаны согласно выражению (19). На рис. 2 изображены весовые функции БГ для модели 2-го порядка, а на рис. 3 – для модели 4-го порядка. На этих ри-

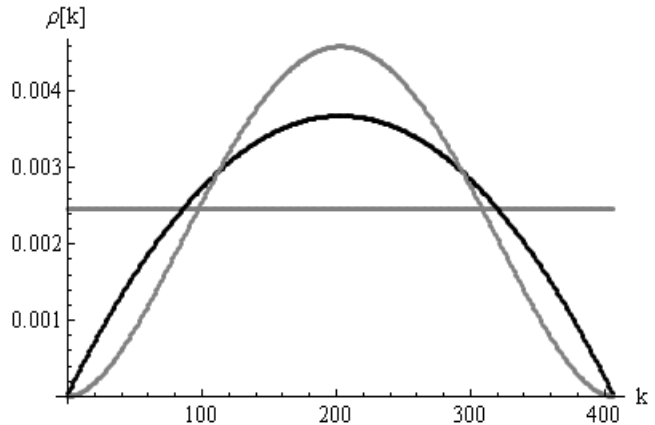


Рис. 1. Вид весового окна Хана

сунках серым цветом показаны весовые функции БГ, построенные с применением МНК (равномерное весовое окно), а черным цветом – ВМНК (окно вида (33) с параметрами $\alpha = \beta = 1$). Результаты численных расчетов подтвердили, что для весовых функций, изображенных на рис. 2, выполняется первое условие (15), а для весовых функций, приведенных на рис. 3, – оба условия (15).

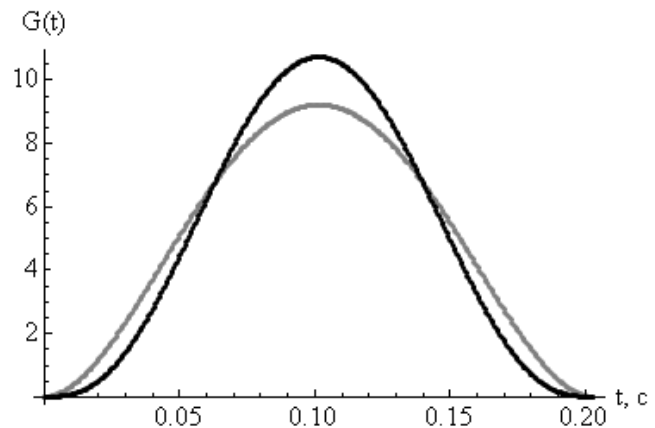


Рис. 2. Весовые функции БГ для модели 2-го порядка

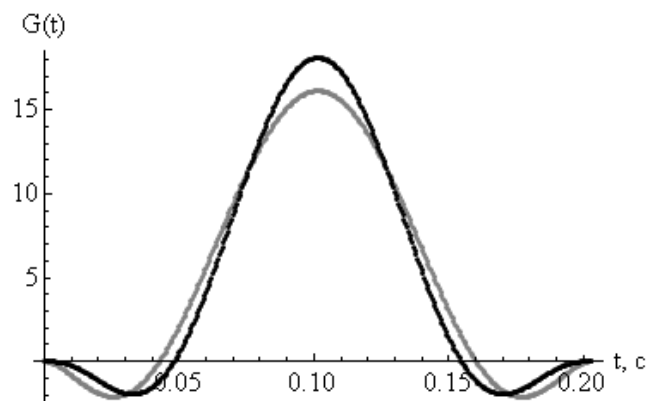


Рис. 3. Весовые функции БГ для модели 4-го порядка

Важной характеристикой весовой функции $G(t)$ является его эффективная полоса, которая при $K = 407$ составила: 1) для весовой функции МНК 2-го

ε , нс	$T \approx 0,204$ с, $\Delta = 0,5$ мс МНК		$T \approx 0,204$ с, $\Delta = 0,5$ мс ВМНК ($\alpha = \beta = 1$)		$T \approx 0,102$ с, $\Delta = 0,5$ мс МНК	
	$n=2$	$n=4$	$n=2$	$n=4$	$n=2$	$n=4$
4	5,5	16	4,7	14	16	45
8	11,3	29	10,3	26	30	91
12	15	47	14	40	48	137
16	22	62	19	54	57	182
20	26	78	24	65	78	226
24	30	93	28	79	90	272
28	40	108	33	91	104	322
32	42	132	38	100	119	350
	$\gamma = 10,8$	$\gamma = 31,3$	$\gamma = 9,5$	$\gamma = 26,3$	$\gamma = 30,3$	$\gamma = 90,5$

порядка – $\theta \approx 1,43/T$; 2) для весовой функции МНК 4-го порядка – $\theta \approx 2,82/T$; 3) для весовой функции ВМНК 2-го порядка – $\theta \approx 1,63/T$; 4) для весовой функции ВМНК 4-го порядка – $\theta \approx 3,11/T$. Таким образом, применение ВМНК несколько увеличивает θ , однако в случае коррелированных или нестационарных ошибок наблюдений способно ослабить влияние помех на результаты измерения УСТ.

Методом статистического моделирования была исследована зависимость СКО оценки УСТ σ_g от параметра ε , характеризующего временную неоднозначность схемы совпадений. Результаты моделирования по выборке объемом $\nu = 400$ реализаций данных (для каждого значения параметра ε) представлены в таблице. Здесь условия моделирования показаны в верхней части таблицы, в ее первом столбце заданы значения параметра ε , выраженные в наносекундах, а в остальных графах таблицы курсивом указаны значения σ_g , выраженные в мкГал.

Анализ результатов моделирования показывает, что СКО измерений УСТ σ_g прямо пропорционально параметру ε , что полностью согласуется с формулой (32). В нижней части таблицы приведены усредненные значения параметра $\gamma = \sigma_g/\varepsilon$, характеризующего связь между ε и σ_g , выраженные в мкГал/нс. Кроме того, увеличение порядка модели с 2-х до 4-х примерно в три раза увеличивает СКО измерений УСТ σ_g . Применение ВМНК, использующего окно Хана с параметрами $\alpha = \beta = 1$, позволяет несколько уменьшить величину σ_g .

Из сопоставления результатов моделирования, представленных в таблице, следует также, что уменьшение длительности интервала наблюдения T в 2 раза (при одновременном уменьшении в 2 раза числа отсчетов) приводит к увеличению дисперсии измерений УСТ примерно в 8 раз. Данный результат полностью согласуется с выражением (31).

Выводы

Существует два основных метода дискретизации сигнала в баллистическом гравиметре: 1) использование схемы совпадений; 2) использование АЦП.

Составляющая дисперсии оценки УСТ, обусловленная шумами дискретизации, быстро уменьшается с увеличением времени наблюдения пробного тела T . При использовании АЦП эта составляющая изменяется обратно пропорционально 4-й степени T , а при использовании схемы совпадения – 2-й степени T . Указанный вывод справедлив при фиксированном числе отсчетов данных (пар “путь-время”). Увеличение числа отсчетов данных приводит к дополнительному уменьшению указанной составляющей дисперсии измерения УСТ.

Анализ помех по ускорению, воздействующих на оптико-механическую систему БГ, удобно проводить с использованием весовых функций гравиметров. Применение ВМНК позволяет строить новые типы весовых функций, отличных от традиционных, получаемых МНК. Их использование способно уменьшить влияние на результат измерения УСТ как нестационарных и коррелированных помех, так и шума дискретизации.

Дальнейшие исследования планируется посвятить влиянию на точность измерения УСТ широкополосной помехи, возникающей в механической системе БГ.

Список литературы

1. Омельченко А.В. Весовые функции полиномиального регрессионного анализа / А.В. Омельченко, А.В. Федоров // Вісник Харківського національного університету. – 2008. – № 833, вип. 10. – С. 193–205. – (Сер. “Математичне моделювання. Інформаційні технології. Автоматизовані системи управління”).
2. Омельченко А.В. Оцінювання параметрів поліноміальної регресії у випадку корельованих помилок спостереження / А.В. Омельченко // Вісник Тернопільського державного технічного університету. – 2009. – № 3. – С. 124–133.
3. Омельченко А.В. Цифровая обработка сигнала в задаче измерения ускорения силы тяжести симметричным баллистическим гравиметром / А.В. Омельченко, В.Н. Романько [Электронный ресурс] // Метрологія та вимірювальна техніка:

- VIII Міжнар. наук.-техн. конф. “Метрологія–2012”, 9–11 жовтня 2012 р., Харків: наук. праці. – Електрон. дан. – Харків: ННЦ “Інститут метрології”, 2012. – С. 172–174. – 1 CD-ROM.
4. Себер Дж. Линейный регрессионный анализ: пер. с англ. / Дж. Себер; пер. с англ. В.П. Носко под ред. М.Б. Малютова. – М.: Мир, 1980. – 456 с.
 5. Занимонский Е.М. Баллистический гравиметр: подход в рамках теории линейных систем / Е.М. Занимонский, В.Д. Нагорный // Измерительная техника. – 1992. – № 3. – С. 34–36.
 6. Кравченко В.Ф. Среднеквадратичное приближение как оператор линейной системы / В.Ф. Кравченко, В.Д. Нагорный // Электромагнитные волны и электронные системы. – 1997. – Т. 2, № 4. – С. 10–15.
 7. Шарпудинов И.И. Многочлены, ортогональные на сетках. Теория и приложения / И.И. Шарпудинов. – Махачкала: ДГПУ, 1997. – 315 с.