

Derivas e intervalos de recalibración desde un punto de vista estadístico

Jesús de Vicente y Oliva ^(1,2), Alberto Mínguez Martínez ^(1,2)

⁽¹⁾ Laboratorio de Metrología y Metrotecnica (LMM), ETSI Industriales de Madrid (ETSII), Universidad Politécnica de Madrid, C/ José Gutiérrez Abascal, 2, 28006 Madrid, .

⁽²⁾ Centro Láser, Universidad Politécnica de Madrid, Campus Sur, Edificio “La Arboleda”, C/ Alan Turing, 1, 28031 Madrid, España.

⁽¹⁾ Tel.: 910 677 023 correo electrónico: jesus.devicente@upm.es

RESUMEN: La presencia de derivas estadísticamente significativas en patrones o instrumentos de medida no siempre es fácil de detectar. Cuando las derivas son bajas y las incertidumbres de calibración son altas siempre permanece la duda de si las variaciones en las correcciones de calibración entre calibraciones sucesivas son realmente debidas a la deriva o simplemente se deben a la variabilidad asociada a la incertidumbre de calibración. En este trabajo se va a tratar de dar una respuesta razonada desde un punto de vista estadístico a este problema. Un segundo problema, relacionado con el anterior, es la estimación del intervalo óptimo de recalibración. Es fácil razonar que en patrones o instrumentos que presenten derivas bajas los intervalos entre calibraciones se pueden alargar y, al contrario, cuando las derivas son altas los intervalos se deberían acortar. Pero, cuando se intenta dar una respuesta cuantitativa y no solo cualitativa, el problema a resolver es mucho más complejo y es precisamente sobre lo que trata esta ponencia.

1. INTRODUCCIÓN

Cuando se analiza el problema de la presencia o no de derivas en equipos de metrología (VIM, [1], 4.21) se debería realizar una primera clasificación de éstas. Dicha clasificación podría realizarse atendiendo a la forma en la cual la deriva se produce:

- “*Deriva brusca*”, si ocurre de forma brusca en un determinado instante temporal.
- “*Deriva continua*”, si se va produciendo a lo largo del tiempo de forma suave y continua.

En este trabajo vamos a suponer que las derivas que presentan nuestros equipos son del segundo tipo (“*deriva continua*”). Las de primer tipo requerirían un tratamiento distinto y ello queda fuera del objetivo de este trabajo.

En cualquier caso, la presencia de derivas estadísticamente significativas en patrones o instrumentos de medida no siempre es fácil de detectar. Cuando las derivas son bajas y las incertidumbres de calibración son altas siempre permanece la duda de si las variaciones entre calibraciones sucesivas son realmente debidas a la deriva o simplemente se deben a la variabilidad asociada a la incertidumbre de calibración. En este trabajo se va a tratar de responder razonadamente desde un punto de vista estadístico a esta pregunta.

Un segundo problema, relacionado con el anterior, es la estimación del intervalo óptimo de recalibración. Es fácil razonar que en patrones o instrumentos que presenten derivas bajas los intervalos entre calibraciones se pueden alargar y, al contrario, cuando las derivas son altas los intervalos se deberían acortar. Pero, para intentar dar una respuesta cuantitativa y no solo cualitativa como en la frase anterior debemos antes:

- Ser capaces de estimar, con incertidumbre, la deriva anual de los equipos.
- Estimar, en el futuro, cuál sería la corrección de calibración corregida por deriva.
- Estimar la incertidumbre de esa corrección de calibración corregida por deriva.
- Fijar una incertidumbre máxima admisible para la corrección de calibración del equipo.

En el presente trabajo se pretende dar una respuesta a todo lo anterior para lo cual se va a:

- Describir un procedimiento estadístico que permita decidir si la deriva es estadísticamente significativa o no.
- Estimar la deriva anual, junto con su incertidumbre.
- Estimar la corrección de calibración corregida por deriva junto con su incertidumbre.
- Estimar cual sería el intervalo máximo admisible de recalibración una vez fijada la incertidumbre máxima admisible para la incertidumbre de calibración.

El objetivo de este trabajo no es dar una respuesta analítica cerrada al problema de la determinación de los intervalos de recalibración, que a buen seguro requerirá tener en cuenta otros factores que exceden del ámbito de este trabajo. Pero si presentar algunas herramientas estadísticas que nos ayuden a ver como la presencia o no de deriva en los patrones, y la información que se disponga de ésta, puede influir sobre la longitud de los intervalos de recalibración. El lector interesado en este tema puede consultar las siguientes referencias: [3,4,5,14,15].

2. DESARROLLO/DESCRIPCIÓN

2.1 Deriva significativa entre dos calibraciones sucesivas

Sean $x_1 \pm U(x_1)$ y $x_2 \pm U(x_2)$ los resultados respectivamente de la última y penúltima calibraciones del equipo, siendo las incertidumbres $U(x_1)$ y $U(x_2)$ incertidumbres expandidas para un factor de cobertura $k = 2$ correspondiente a una probabilidad de cobertura de aproximadamente el 95% [2].

Es habitual en las condiciones anteriores fijar como un criterio de aceptación y rechazo (CAR) en relación con la deriva de un equipo que la diferencia entre dos calibraciones sucesivas sea inferior a un cierto valor máximo $d_{12} = |x_1 - x_2| \leq D_{MAX}$. En estas condiciones, la incertidumbre de uso que se suele asignar a los equipos es $U_{USO} = \sqrt{U^2(x_1) + 4 \cdot D_{MAX}^2} / 3$. Ahora bien, es posible que la deriva observada d_{12} realmente no sea una deriva, sino que simplemente se deba a las variaciones esperables al calibrar un equipo que no ha derivado pero que ha sido calibrado con incertidumbres $U(x_1)$ y $U(x_2)$. ¿Cómo saber si ocurre realmente esto o si, por el contrario, el equipo efectivamente ha derivado entre esas dos calibraciones? Para intentar responder a esta pregunta nosotros proponemos calcular el índice de compatibilidad entre esas dos últimas calibraciones de modo análogo a como se haría en una comparación bilateral inter-laboratorios:

Calibraciones sucesivas en dos laboratorios diferentes:
$$E_n = \frac{|x_1 - x_2|}{\sqrt{U^2(x_1) + U^2(x_2)}}$$

Calibraciones sucesivas en el mismo laboratorio:
$$E_n = \frac{|x_1 - x_2|}{\max\{U(x_1), U(x_2)\}}$$

Si $E_n(x_1, x_2) < 1$ (calibraciones compatibles) no se podría rechazar la hipótesis nula de que *no existiera deriva*. En efecto, al ser las calibraciones compatibles la diferencia d_{12} observada se puede explicar gracias a las incertidumbres de calibración $U(x_1), U(x_2)$ sin necesidad de suponer la existencia de una deriva no nula.

Por tanto, si $E_n(x_1, x_2) < 1$, con la información disponible (solo dos calibraciones), no puede declararse que la deriva sea significativa. Por tanto, quizá pudiera suponerse que ésta es nula y trabajar con una incertidumbre de uso igual a la de la última calibración $U(x_1)$.

2.2 Deriva significativa a lo largo de un histórico de calibración

Cuando para un equipo se dispone de un histórico de calibración largo, $x_i \pm U(x_i)$ donde $i = 1$ es la calibración mas reciente e $i = n$ la calibración mas antigua, pueden darse situaciones en las cuales, aunque dos calibraciones sucesivas x_i, x_{i+1} siempre sean compatibles $E_n(x_i, x_{i+1}) < 1$ se pueda observar que la correcciones de calibración x_i presentan una tendencia clara: bien tienden a ser crecientes o bien tienden a ser decrecientes.

Ahora, al disponer de mayor información que en el apartado 2.1, ya podríamos declarar en la situación antes mencionada, que la deriva quizá sea significativa. Pero ¿Cómo hacerlo?. Una primera respuesta sería utilizar un test de rachas ([10], apartado. 2.1). Básicamente consistiría en contar, a lo largo del histórico de calibración, el número de derivas positivas y compararlo frente al número de derivas negativas. Si la diferencia entre ambos es grande, muy probablemente la deriva sería significativa. Si ambos números (derivadas positivas y negativas) son similares, muy probablemente no existirá deriva.

2.3 Estimación por MM.CC. de la deriva anual

Supondremos que la variación de la corrección de calibración $x(t)$ con el tiempo es lineal. Dado que la variación con el tiempo t de un equipo de metrología debe ser lenta (en caso contrario no cumpliría con los requisitos mínimos para ser considerado un equipo metrológico) es posible en la mayoría de los casos suponer que $x(t)$ es una función lineal. Por tanto, podríamos escribir:

$$x(t) = a + b(t - t_0) \quad (1)$$

Donde b es el coeficiente de deriva anual, t es el tiempo (medido en años), t_0 es una fecha característica donde nos gustaría conocer el valor de la corrección de calibración, por ejemplo, el final de intervalo de recalibración o quizá, alternativamente, la fecha en la que fue recientemente calibrado. En este último caso, $t_0 = t_1$. El coeficiente a representa precisamente el valor de la corrección de calibración en esa fecha característica t_0 .

La estimación de a y b puede realizarse por Mínimos Cuadrados (MM.CC.) resolviendo el siguiente sistema de ecuaciones (con más ecuaciones que incógnitas):

$$a + b(t_i - t_0) \cong x_i \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2)$$

Ahora bien, las incertidumbres de las distintas correcciones de calibración $U(x_i)$ pueden ser diferentes y, además, es posible que haya correlaciones entre las diferentes x_i , por ejemplo cuando se han repetido calibraciones en el mismo laboratorio. Debido a ello, no se puede realizar un ajuste por MM.CC. ordinarios (OLS). Es necesario recurrir a un ajuste por MM.CC. generalizados (GLS, ver, por ejemplo, [6,7,13]; en [6] se incluye un código MATLAB® que permite realizar dicho ajuste). En el caso de dos calibraciones x_i, x_j realizadas en un mismo

laboratorio se supondrá que ambas están correladas y que su coeficiente de correlación será igual a $r(x_i, x_j) = 0,5$ (ver ejemplo del apartado 6 en [6]).

Utilizando un algoritmo de ajuste por MM.CC. generalizados (GLS) se podrán obtener estimaciones insesgadas (es decir, trazables) de los parámetros a y b junto con sus respectivas incertidumbres $U(a), U(b)$ y, llegado el caso, su coeficiente de correlación $r(a, b)$. En resumen, al finalizar el ajuste por MM.CC. dispondremos de la siguiente información:

Coeficiente de deriva anual:	$b \pm U(b)$
Corrección de calibración corregida por deriva en la fecha t_0 :	$a \pm U(a)$
Coeficiente de correlación entre a y b :	$r(a, b)$

Ahora bien, aún nos queda por determinar si la deriva obtenida (coeficiente de deriva anual b) es significativamente distinta de cero. Para ello analizaremos la compatibilidad del resultado obtenido $b \pm U(b)$ con el correspondiente a deriva nula $b_0 \pm U(b_0)$ donde $b_0 = 0$ y $U(b_0) = 0$:

$$E_n = \frac{|b - b_0|}{\sqrt{U^2(b) + U^2(b_0)}} = \frac{|b|}{U(b)} \quad (3)$$

Consideraremos que cuando el resultado obtenido $b \pm U(b)$ es compatible con deriva nula ($E_n \leq 1$) eso quiere decir que la deriva es no significativa y la supondremos nula. Solamente cuando $E_n > 1$ se podrá concluir que efectivamente el equipo presenta deriva significativa. Lo anterior es equivalente a:

$ b \leq U(b)$	Deriva no significativa
$ b > U(b)$	Presencia de deriva significativa en el equipo

Supuesto que se ha concluido que la deriva es significativa, quedaría por resolver como se puede estimar la corrección de calibración del equipo en una fecha posterior a su calibración. Efectivamente, si la deriva está presente eso indica que la corrección de calibración varía con el tiempo y, en nuestro caso, dado que hemos supuesto una variación lineal sería del tipo $x(t) = a + b(t - t_0)$. Utilizando esta expresión es sencillo estimar la corrección de calibración $x(t)$ en una fecha t cualquiera. Sin embargo, no es tan simple como parece la estimación de la incertidumbre de $x(t)$. Para hacerlo correctamente hay que tener en cuenta la correlación entre a y b . Asumiendo que tanto $U(a)$ como $U(b)$ se hayan estimado con un coeficiente de cobertura $k = 2$ la estimación correcta de la incertidumbre de $x(t)$ sería:

$$U[x(t)] = \sqrt{U^2(a) + [(t - t_0)U(b)]^2 + 2(t - t_0)r(a, b)U(a)U(b)} \quad (4)$$

Cuando la fecha en la cual se quiere calcular la corrección de calibración es una fecha característica como pudiera ser la fecha final del intervalo de recalibración, quizá lo más cómodo es tomar t_0 igual a esa fecha característica (final del intervalo de recalibración). De ese modo, a es directamente $x(t_0)$ y $U(a)$ es directamente $U[x(t_0)]$.

Una alternativa más simple, pero menos rigurosa, es estimar el valor de $x(t)$ como:

$$x(t) = x_1 + (t - t_1) \cdot b \quad (5)$$

Donde x_1 es la corrección de calibración obtenida en la calibración más reciente y t_1 es la fecha de esa calibración más reciente. Propagando incertidumbres en esa expresión se obtendría:

$$U[x(t)] = \sqrt{U^2(x_1) + [(t - t_1)U(b)]^2} \quad (6)$$

Donde se ha supuesto que no existe correlación entre b y x_1 , lo cual no es correcto pero también es cierto que la correlación suele ser débil y suponer en esas condiciones que $r(x_1, b) \approx 0$ es aceptable. Si $r(x_1, b)$ fuera claramente distinto de cero, habría que utilizar la siguiente expresión:

$$U[x(t)] = \sqrt{U^2(x_1) + [(t - t_1)U(b)]^2 + 2(t - t_1) \cdot r(x_1, b) \cdot U(x_1)U(b)} \quad (7)$$

Existe aún un caso por analizar, que sería cuando demostrada la presencia de deriva, sin embargo, el laboratorio decide no corregir el efecto de la deriva e incorpora la deriva no corregida $c_D(t) = (t - t_1) \cdot b$ a la incertidumbre. La incertidumbre de uso asignable al equipo cuando utilice la corrección de calibración x_1 de la calibración más reciente (sin corregir por deriva) en el instante t podría ser ([2], aptado. F.2.4.5):

$$U_{USO}(x) = U(x_1) + (t - t_1) \cdot [b + U(b)] \quad (8)$$

2.4 Estimación de intervalos de recalibración.

En este apartado supondremos que, siguiendo lo descrito en los apartados anteriores, se ha podido probar la presencia de *deriva continua* en los equipos.

En caso contrario, si lo que se hubiera demostrado es que el equipo no presenta *deriva continua* significativa, la elección de los intervalos de recalibración dependería tan solo de la probabilidad de que aparezca una *deriva brusca*. Pero, tal y como se ha indicado en la introducción, el análisis de equipos con *deriva brusca* queda fuera del alcance de este trabajo.

Para el cálculo de la longitud T del intervalo temporal, cuando la corrección de calibración se corrige por deriva, se utilizará la ecuación (6) como punto de partida. Asimismo, se supondrá que existe un límite máximo U_{MAX} , como CAR para la incertidumbre de uso del equipo. Por tanto, en la fecha límite del intervalo de recalibración $t_1 + T$ la incertidumbre de la corrección de calibración $x(t_1 + T)$ corregida por deriva debe ser igual o inferior a U_{MAX} :

$$U[x(t_1 + T)] = \sqrt{U^2(x_1) + [T \cdot U(b)]^2} \leq U_{MAX} \quad (9)$$

Al despejar T en esta expresión se obtiene:

$$T \leq \frac{\sqrt{U_{MAX}^2 - U^2(x_1)}}{U(b)} \quad (10)$$

Esta ecuación nos indica que:

- A mayor límite máximo U_{MAX} mayor podría ser el intervalo T de calibración.
- A mayor incertidumbre $U(b)$ en la estimación de la deriva menor debería ser el intervalo T de calibración.

Si no se corrige por deriva la corrección de calibración y la deriva no corregida se incorpora a la incertidumbre, a partir de la ecuación (8) se obtendría:

$$U_{\text{USO}}(x) = U(x_1) + T \cdot |b| \leq U_{\text{MAX}} \Rightarrow T \leq \frac{U_{\text{MAX}} - U(x_1)}{|b| + U(b)} \quad (11)$$

De nuevo, esta ecuación nos indica que:

- A mayor límite máximo U_{MAX} mayor podría ser el intervalo T de calibración.
- A mayor deriva b , en valor absoluto, menor debería ser el intervalo T de calibración.
- A mayor incertidumbre $U(b)$, menor debería ser el intervalo T de calibración.

3. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Con el objetivo de mostrar cómo se pueden utilizar las técnicas anteriormente descritas en la estimación de intervalos de recalibración se incluyen los históricos de calibración de tres bloques patrón longitudinales (BPLs) del LMM, de grado 0 [12], calibrados internamente en el LMM a lo largo de un periodo de tiempo largo. En las tablas 1 a 3 se incluye el histórico de calibración de estos BPLs junto con otros datos como su incertidumbre de calibración $U(x_i)$, su incertidumbre de uso máxima admisible U_{MAX} y el valor máximo de la deriva anual b_{MAX} permitido por la norma ISO 3650 [12]:

$U(x_i) = 0,89 \mu\text{m}$ $U_{\text{MAX}} = 1,09 \mu\text{m}$ $b_{\text{MAX}} = 270 \text{ nm/año}$ t_i en años x_i en μm														
$t_i =$	2022	2019	2017	2015	2013	2011	2009	2007	2005	2003	2001	1999	1997	1995
$x_i =$	1,67	1,81	1,61	1,59	1,57	1,60	1,34	1,43	1,41	1,39	1,42	1,83	1,42	1,55

Tabla 1: Histórico de calibración y datos del BPL D047/07 1000 mm

$U(x_i) = 0,81 \mu\text{m}$ $U_{\text{MAX}} = 0,94 \mu\text{m}$ $b_{\text{MAX}} = 245 \text{ nm/año}$ t_i en años x_i en μm														
$t_i =$	2022	2019	2017	2015	2013	2011	2009	2007	2005	2003	2001	1999	1997	1995
$x_i =$	2,08	2,18	2,25	2,32	2,25	2,25	2,21	2,43	2,39	2,47	2,65	2,87	3,15	3,43

Tabla 2: Histórico de calibración y datos del BPL D047/06 900 mm

$U(x_i) = 0,13 \mu\text{m}$ $U_{\text{MAX}} = 0,15 \mu\text{m}$ $b_{\text{MAX}} = 45 \text{ nm/año}$ t_i en años x_i en μm												
$t_i =$	2021.3	2020.0	2019.7	2014.0	2011.0	2007.7	2007.3	2007.0	2006.0	2004.5	2004.0	2002.0
$x_i =$	-3.96	-3.93	-3.82	-3.50	-3.18	-2.74	-2.80	-2.73	-2.68	-2.37	-2.30	-2.27

Tabla 3: Histórico de calibración y datos del BPL D007/99 100 mm

En el caso del BPL D047/07 (1000 mm) parece que, a primera vista, las derivas sean pequeñas, lo suficientemente pequeñas como para ser no significativas. Entre las dos últimas calibraciones la deriva ha sido de $-0,14 \mu\text{m}$. Si se calcula el índice de compatibilidad entre estas dos calibraciones se obtiene $E_n = |x_1 - x_2| / U(x_i) = |1,67 \mu\text{m} - 1,81 \mu\text{m}| / 0,89 \mu\text{m} = 0,16$, siendo éste valor muy inferior a la unidad y por tanto, no podría declararse que la deriva fuera significativa.

No obstante, podría ocurrir que no hubiera información suficiente entre dos calibraciones sucesivas para detectar la deriva pero que si nos fijáramos en la totalidad del histórico si pudiera observarse. Si nos fijamos en el signo de las derivas entre dos calibraciones sucesivas observamos la siguiente secuencia: “-+++--++--+-”. Es decir, tenemos 7 derivas positivas y 6 negativas. Lo cual parecería indicar de nuevo que, efectivamente, no existe una tendencia clara, ni en sentido positivo ni en sentido negativo y que, por lo tanto, la deriva no sería significativa. En todo caso, para poder tomar una decisión correcta en base a esta secuencia de signos habría que aplicar un test de rachas (ver, por ejemplo, test de Wald-Wolfowitz [10]).

En nuestro caso, para responder a la pregunta planteada en el párrafo anterior se realiza un ajuste por MM.CC. generalizados (GLS) tal y como se ha descrito en el apartado 2.3. Los resultados de dicho ajuste son los siguientes:

BPL 1000 mm $t_0 = 2022$ (año) $a = (1,64 \pm 0,71) \mu\text{m}$ $b = (7 \pm 21) \text{nm/año}$ $r(a,b) = -0,39$

Dado que $|b| \ll U(b)$ se puede concluir que la deriva es no significativa tal y como la secuencia de signos de las derivas nos había parecido indicar.

En este caso, el bloque patrón no estaría sometido a *deriva continua* y para estimar o recomendar una longitud del intervalo de recalibración habría que tener en cuenta la probabilidad de que a lo largo del tiempo este patrón pudiera sufrir *derivadas bruscas*. Para ello, se podrían utilizar recomendaciones de carácter general como las incluidas en los documentos [3,5,14], de carácter particular como las incluidas en [5] o recurrir a los antiguos procesos de calibración SCI donde se incluían recomendaciones sobre intervalos de recalibración para muchos patrones e instrumentos de metrología (en este caso, ver [11]). En el caso de un instrumento con un histórico tan largo, se podrían utilizar técnicas de optimización de intervalos de recalibración como las descritas en el apartado 5.1.2 de [4] o en [8,9].

En este caso, donde la deriva no está presente, si se hubiera optado por el método tradicional de acotar la deriva máxima D_{MAX} entre dos calibraciones y luego sumar a la incertidumbre de calibración una contribución por deriva $u(D) = D_{\text{MAX}} / \sqrt{3}$ (ver [16], S5.11), nos habría conducido a una incertidumbre de uso innecesariamente mayorada $U_{\text{USO}} = \sqrt{U^2(x_i) + 4 \cdot D_{\text{MAX}}^2 / 3}$. Probablemente habría que haber fijado D_{MAX} en $0,9 \mu\text{m}$ para no tener problemas: la incertidumbre de calibración es $U(x_i) = 0,89 \mu\text{m}$ y se podrían esperar derivas entre calibraciones sucesivas de hasta este valor por el simple efecto de esta incertidumbre. Todo esto habría llevado a una incertidumbre de uso $U_{\text{USO}} = 1,3 \mu\text{m}$, claramente superior a la incertidumbre de calibración $U(x_i) = 0,89 \mu\text{m}$.

En el caso del BPL DF047/06 (900 mm) de nuevo, a primera vista, las derivas entre calibraciones sucesivas no parecen significativas. La deriva más alta observada entre dos calibraciones sucesivas ha sido de $0,28 \mu\text{m}$, muy inferior a la incertidumbre de calibración $U(x_i) = 0,81 \mu\text{m}$. Sin embargo, si nos fijamos en la secuencia de los signos de las derivas entre calibraciones sucesivas “---+0+-+-----” el número de signos negativos (9) es muy superior al número de signos positivos (solamente 3). Por tanto, este resultado nos parecería indicar que este BPL posee una deriva negativa significativa (aunque quizá sea muy pequeña).

Realizando el ajuste por MM.CC. generalizados (GLS) descrito en el apartado 2.3 se obtiene:

BPL 900 mm $t_0 = 2022$ (año) $a = (1,93 \pm 0,65) \mu\text{m}$ $b = (-41 \pm 19) \text{ nm/año}$ $r(a,b) = -0,39$

Dado que $|b| \ll U(b)$ se puede concluir que la deriva de este BPL es significativa. Por tanto, dicha deriva deberá ser tenida en cuenta tanto en la estimación del intervalo de recalibración como sobre todo en el cálculo de la incertidumbre de uso de este BPL.

En este caso, el CAR para este bloque es una incertidumbre de uso (teniendo en cuenta la deriva) igual o inferior a $0,94 \mu\text{m}$. Una primera vía para ver cómo influye la deriva en la incertidumbre de la corrección de calibración del BPL, pero corregida por deriva utilizando la función $x(t) = a + b(t - t_0)$, sería igualar la fecha característica t_0 a la fecha de final del intervalo de recalibración y ver cómo va variando $U_{\text{USO}} = U(a)$ con $T = |t_1 - t_0|$, dado que en este caso a es la corrección de calibración corregida por deriva en t_0 (final del intervalo de calibración).

En este ejemplo, por ser la deriva baja (41 nm por año) aun cuando es claramente significativa, el intervalo de recalibración se podría extender muchísimo, hasta 2047 (25 años) que es cuando $U(a) = 0,94 \mu\text{m} = U_{\text{MAX}}$. Naturalmente, en un intervalo tan largo como éste la probabilidad de que el BPL sufriera una “*deriva brusca*” sería muy grande. Por lo tanto, de nuevo, la fijación del intervalo de recalibración se debería realizar de igual modo que en el caso del BPL de 1000 mm (ausencia de deriva).

Si la estimación del intervalo de recalibración se realiza utilizando la ecuación (10), que es una ecuación aproximada, aún siendo una estimación más conservadora, se obtiene el mismo resultado:

$$T \leq \frac{\sqrt{U_{\text{MAX}}^2 - U^2(x_1)}}{U(b)} = \frac{\sqrt{(0,94 \mu\text{m})^2 - (0,81 \mu\text{m})^2}}{0,019 \mu\text{m/año}} = 25 \text{ años}$$

Sin embargo, en una situación como ésta, donde la deriva significativa es pequeña, quizá lo más razonable y cómodo sería no aplicar corrección por deriva e incorporar ésta en la incertidumbre de uso. Si esto es lo que se decidiera realizar el intervalo de recalibración sería más corto. Utilizando la ecuación (11) se obtiene:

$$T \leq \frac{U_{\text{MAX}} - U(x_1)}{|b| + U(b)} = \frac{0,94 \mu\text{m} - 0,81 \mu\text{m}}{0,041 \mu\text{m/año} + 0,019 \mu\text{m/año}} = 2,2 \text{ años}$$

Por tanto, la cifra de 2 años como intervalo de calibración sería razonable en este caso puesto que:

- Permite no tener que aplicar corrección por deriva.
- Es un periodo corto durante el cual la probabilidad de “*derivas bruscas*” es baja.

Por último, analizamos el caso del BPL de 100 mm (tabla 3). Este bloque ya se sabía que poseía derivas importantes y por esa razón se ha obligado a que sea calibrado antes de usarse.

Si se observan las derivas entre calibraciones sucesivas se puede confirmar que, en muchos casos, éstas son claramente superiores a las incertidumbres de calibración $|x_i - x_{i+1}| \square U(x_i)$. Por tanto, los índices de compatibilidad E_n entre dos calibraciones sucesivas suelen ser muy superiores a la unidad. Por consiguiente, este análisis ya nos permitiría declarar que efectivamente la deriva es significativa.

Si se realiza un ajuste por MM.CC. generalizados (GLS) se obtiene:

BPL 100 mm $t_0 = 2021.3$ (año) $a = (-4,04 \pm 0,11) \mu\text{m}$ $b = (-93 \pm 04) \text{ nm/año}$ $r(a,b) = -0,39$

De nuevo, dado que $|b| \square U(b)$ la deriva resulta ser claramente significativa.

Dado que la presencia de la deriva en este bloque es muy fuerte, parece que si se quiere fijar un intervalo de recalibración no nulo (un intervalo de recalibración nulo obliga a calibrar el patrón antes de usarlo), será necesario corregir por deriva. Utilizando la ecuación (11) para estimar la longitud del intervalo de recalibración se obtiene:

$$T \leq \frac{\sqrt{U_{\text{MAX}}^2 - U^2(x_1)}}{U(b)} = \frac{\sqrt{(0,15 \mu\text{m})^2 - (0,13 \mu\text{m})^2}}{0,004 \mu\text{m/año}} = 18 \text{ años}$$

Sorprendentemente, en un patrón como éste con una deriva tan fuerte, si se optara por corregir por deriva se podría fijar un intervalo de recalibración incluso muy alto (18 años). Ello es así porque al disponer de un histórico muy largo para este parón (20 años) la incertidumbre con la que se conoce el coeficiente de deriva es muy bajo (4 nm/año).

Incluso, si se opta por no corregir la deriva, a cambio de fijar un intervalo de recalibración mucho más corto, se obtendría el siguiente intervalo (ecuación 11):

$$T \leq \frac{U_{\text{MAX}} - U(x_1)}{|b| + U(b)} = \frac{0,15 \mu\text{m} - 0,13 \mu\text{m}}{0,093 \mu\text{m/año} + 0,004 \mu\text{m/año}} = 0,21 \text{ años} = 2,5 \text{ meses} \approx 75 \text{ días}$$

Lo anterior nos indica que, aunque el patrón haya de calibrarse antes de usarse, la calibración no tiene por qué realizarse el mismo día que vaya a usarse. Una vez calibrado el patrón tenemos 2 meses aproximadamente durante los cuales podemos usar el patrón y esa calibración seguiría siendo válida. Eso sí, utilizando una incertidumbre de uso igual a $U_{\text{MAX}} = 0,15 \mu\text{m}$ y no su incertidumbre de calibración $U(x_1) = 0,13 \mu\text{m}$.

En cuanto a las derivas observadas en estos tres BPLs, en el caso de los bloques de 1000 mm y 900 mm se confirma que cumplen con la especificación sobre deriva máxima anual fijada en la norma ISO 3650 [12]. Sin embargo, el BPL de 100 no cumpliría: la deriva estimada (93 nm/año) es más del doble del límite máximo fijado en ISO 3650 (45 nm/año). Problemas de derivas excesivas como la que acabamos de ver en el caso del BPL de 100 mm parecen ser cada vez más habituales [13].

Los resultados de los ajustes por MM.CC. generalizados se muestran en la figura 1:

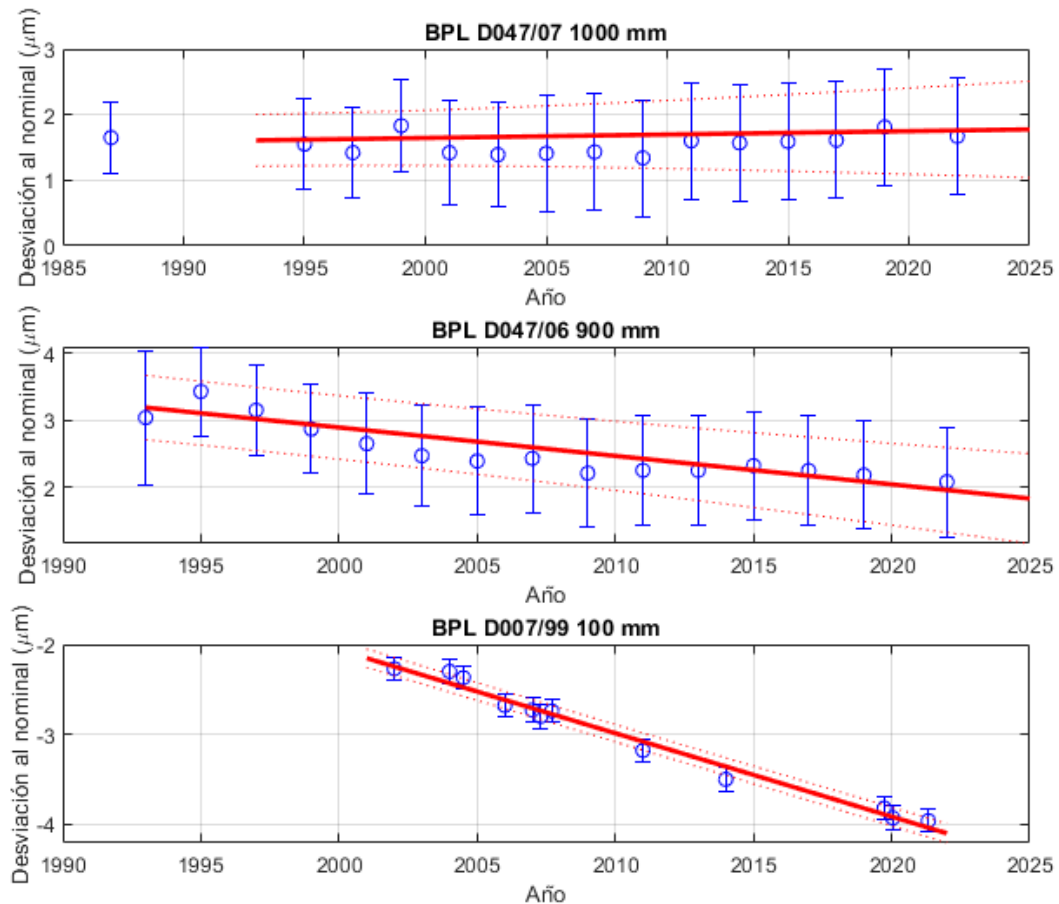


Fig. 1: Resultado de los ajustes por MM.CC. generalizados

4. CONCLUSIONES

Se han descrito procedimientos basados en test estadísticos que nos permiten, primero, decidir si un equipo metroológico presenta o no derivas significativas y, segundo, en el caso en el cual se presentara deriva, poder estudiar como esa deriva (tanto el valor de la misma como su incertidumbre) influye en los intervalos de calibración. De este modo, la fijación de dichos intervalos cuando nos vemos obligados a utilizar patrones que derivan en el tiempo, dejan de estar basados en puntos de vista subjetivos y pueden apoyarse en cálculos estadísticos cuantitativos.

5. REFERENCIAS

- [1] JCGM, *Vocabulario Internacional de Metrología*, JCGM 200:2012. Traducción del Centro Español de Metrología NIPO 074-13-004-1.
<https://www.cem.es/sites/default/files/vim-cem-2012web.pdf>
- [2] JCGM, *Guía para la Expresión de la Incertidumbre de Medida*, JCGM 100:2008. Traducción del Centro Español de Metrología NIPO 706-10-001-0.
<https://www.cem.es/sites/default/files/gum20digital1202010.pdf>
- [3] ILAC, OIML, *Guidelines for the determination of calibration intervals of measuring instruments*, ILAC-G24:2007
<https://ilac.org/publications-and-resources/ilac-guidance-series/>
- [4] AFNOR, *Optimisation des intervalles de confirmation métrologique des équipements de mesure*, FD X 07-014 :2006
- [5] NIST, *Good Measurement Practice for Assignment and Adjustment of Calibration Intervals for Laboratory Standards*, GMP 11-2019.
<https://www.nist.gov/pml/weights-and-measures/laboratory-metrology/good-measurement-practices>
- [6] J. de Vicente y Oliva, A.Mª Sánchez Pérez, *Revista e-medida*. nº11. Dic-2016.
<https://www.e-medida.es/numero-11/sobre-los-ajustes-por-minimos-cuadrados-en-metrologia/>
- [7] M. SÁCHICA-AVELLANEDA, A. MARTÍNEZ-LÓPEZ, *Prediction of measurement standard values to improve uncertainty, under well-defined drift conditions*, Measurement: Sensors, 18 (2021) 100082. <https://doi.org/10.1016/j.measen.2021.100082>
- [8] O. Demars, C. Dubois, *Method of the drift: More than just an optimization method*. International Congress of Metrology, (2017) 12002.
<https://doi.org/10.1051/metrology/201712002>
- [9] C.J. Delker, E.C. Auden, O.M. Solomon, *Calculating Interval Uncertainties for Calibration Standards That Drift with Time*, NCSLI Measure: The Journal of Measurement Science, 12 (2018) 4. <https://doi.org/10.1080/19315775.2020.1774945>
- [10] P. Cappa, S. Silvestri, S.A. Sciuto, C.J. Delker, *On the robust utilization of non-parametric tests for evaluation of combined cyclical and monotonic drift* Meas. Sci. Technol. 12 (2001) 1439. <https://iopscience.iop.org/article/10.1088/0957-0233/12/9/309>
- [11] SCI, *Proceso de Calibración D-001 para Bloques Patrón Longitudinales D-01.02*. Ministerio de Industria, Comercio y Turismo. 2ª edición. 1992.
- [12] UNE, *Especificación Geométrica de Productos (GPS) – Patrones de longitud – Bloques patrón*, UNE-EN ISO 3650:2000.
- [13] A. Mínguez, J. Moreno, J. de Vicente, *Long-term stability analysis and its relationship with the steel structure of gauge blocks from several manufacturers*. IOP Conference Series: Material Science & Engineering. 1193 (2021) 012077.
<https://iopscience.iop.org/article/10.1088/1757-899X/1193/1/012077>
- [14] Comité de Metrología de la AEC, *Intervalos de Calibración: ¿Cuándo debe calibrarse un instrumento de medida?* AEC, 1ª Ed. 1998. ISBN 978-84-89359-13-0.
- [15] R. Hogan, *5 best calibration intervals guides you need to read*. www.isobudgets.com
<https://www.isobudgets.com/5-best-calibration-interval-guides/>
- [16] EA, *Evaluation of the Uncertainty of Measurement in calibration*. European Accreditation. Documento EA-4/02 M:2021.
<https://european-accreditation.org/information-center/ea-publications/>