



第**4**号(修正版. 2008年12月)

No. 4 (Revised Ed. December 2008)

# 電子プローブマイクロアナライザー(EPMA)用 鉄基合金標準物質の開発

先端材料科 梅原 博行、寺内 信哉、小島 勇夫 無機分析科 日置 昭治

Development of Fe-Cr, Fe-Ni and Fe-C Reference Materials for Electron Probe Micro Analysis

Materials Characterization Division Dr. Hrioyuki Umehara, Dr. Shinya Terauchi, Dr. Isao Kojima Inorganic Analytical Chemistry Division Dr. Akiharu Hioki



独立行政法人 産業技術総合研究所 計量標準総合センター National Metrology Institute of Japan, AIST

産彩	念研言	十量標準	善モノグ	ラフ編集委員会
委員	長	馬場	哲也	上席研究員
委	員	菅原顀	建太郎	長さ計測科
		吉岡	正裕	音響振動科
		島崎	毅	温度湿度科
		加藤	昌弘	量子放射科
		三浦	勉	無機分析科
事利	务局	石川	浩幸	計量標準管理センター

#### はじめに

電子線マイクロアナライザー(Electron Probe Micro Analyzer (EPMA))による定量分析法には、ZAF法(組成の分かってい る物質の特性X線強度を基準にし、理論的な計算により発生する特性X線強度を計算して未知試料中の元素濃度を求める方法) のような方法もあるが、測定対象となる元素ごとに濃度の異なる複数の基準物質を準備し、それぞれの濃度に於ける特性X線 強度を測定した基準値と未知試料から得られる同じ種類の特性X線強度との比較によって、未知試料の濃度を求める検量線法 が最も精度の高い方法であり、そのためには複数の濃度の異なる合金からなる標準物質は不可欠である。日本における機器分 析用標準物質としては、蛍光X線分析用のものがあるが、試料内における濃度偏析が大きく、蛍光X線分析と異なり分析領域の 小さなEPMA分析用の標準物質としては使用できない。このため特に鉄鋼をはじめとする材料関連企業においては、高性能な 材料の開発や品質管理のためのEPMAによる定量分析用標準物質が必要とされている。

このように各種材料の表面や微小部に種々の高付加価値機能を付与した製品の評価にはEPMAをはじめとする各種物理分析 法に頼るところが大きいが、最近まで世界的に統一された評価規格がなく国内のみならず国際貿易において種々のトラブルを 誘発してきた。そこで、これらの問題を解決すべくEPMA分析を用いた評価技術に関するISO作成の国際世論が高まり、1992 年から各国参加の下でその活動を開始している。本活動はISOの中ではTC202(TC202が包含する分析対象体積は、分析深さが 10µm以下で分析面積が100µm<sup>2</sup>以下であり、これらの対象になる分析装置としてEPMA、AEM、SEM等が取り上げられている) として位置付けされている。現在、ISO/TC202(Technical Committee of Microbeam Analysis)においてはEPMAを対象とした標 準化作業が進められており、波長分散型EPMAによる定性分析法、波長分散型EPMAのパラメータ決定法、波長分散型EPMA によるパルク材の定量分析法、鋼中の炭素の検量線を用いた分析法等の規格が作成あるいは作成中である。このようなEPMA による定量分析の規格作りを推進する上でも標準物質の開発が望まれている。これまで表面分析用の認証標準物質は日本にな く、外国においても僅かに存在するだけである。このような標準物質の開発はISOの国際規格の整備と相まって行う必要があ り、技術先進国としてこの分野でよりいっそう世界をリードしていくためにも日本からの標準物質の提供が必要とされている。 このような背景のもと、知的基盤創成・利用技術研究開発に係わる新エネルギー・産業技術総合開発機構(NEDO)委託業務 として「EPMAの定量分析法に用いる鉄基合金の標準物質作製技術開発」という研究開発が財団法人大阪科学技術センターで 実施された。産業技術総合研究所計量標準総合センターではこの研究開発の成果を基に2001年からEPMA用鉄基合金標準物質 の開発に着手し、2003年に15種類の鉄基合金標準物質が認証され、現在頒布されるに至っている。

本報告では、EPMA定量分析用鉄 - 炭素系、鉄-ニッケル系および鉄 - クロム系鉄基合金標準物質開発に関係する試料作製、 特性値および不確かさの算出、不均一性の評価等についての結果を紹介する。

なお、第1章は鳥取大学工学部技術部の笠田洋文氏のご厚意により、同氏の執筆論文<sup>1)</sup>から収録させていただきました。(収録 にあたり、同氏により一部改訂)。

# 電子プローブマイクロアナライザー (EPMA)用

### 鉄基合金標準物質の開発

### 目 次

Abstract	
第1章 EPMA分析法	• 1
1.1 EPMAとは	• 1
1.2 特性X線	• 1
1.3 X線スペクトルの測定 ( WDS , EDS )	• 1
1.4 EPMAによる定性分析、定量分析・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	* 2
第2章 特性値および不確かさの算出法	* 5
第3章 鉄 - クロム、鉄 - ニッケル合金標準物質	• 7
3.1 候補標準物質の作製	• 7
3.1.1 候補標準物質の選定	• 7
3.1.2 鉄 - クロム合金の調製方法	• 7
3.1.3 鉄 - クロム合金の分析評価結果	* 8
3.1.4 鉄 - ニッケル合金の調製方法	* 8
3.1.5 鉄 - ニッケル合金の分析評価結果	• 9
3.2 化学分析	10
3.2.1 鉄-クロム合金中のクロムの滴定法による分析	10
3.2.2 鉄 - ニッケル合金中のニッケルの滴定法による分析	14
3.3 EPMA測定	16
3.3.1 測定手順	16
3.3.2 測定条件の設定	18
3.3.3 EPMAの測定値に及ぼす種々の要因の評価 <sup>*****</sup>	19
3.3.4 EPMAによる測定結果	21
3.3.5 EPMA測定データの統計解析	21
3.3.6 均質性の評価(化学分析およびEPMA測定による)	23
3.3.7 特性値および不確かさの決定	25
第4章 鉄 - 炭素合金標準物質	29
4.1 候補標準物質の作製	29
4.1.1 候補標準物質の選定	29
4.1.2 鉄 - 炭素合金の調製方法	29
4.1.3 鉄 - 炭素合金の分析評価結果	30
4.2 化学分析	31
4.2.1 試料の前処理	31
4.2.2 炭素定量分析方法	31
4.2.3 検量線	32

4.2.4	候補標準物質測定結果 34
4.2.5	分析における不確かさの評価 36
4.3 EPI	MA測定 37
4.3.1	試料前処理 37
4.3.2	測定手順および測定条件の設定 37
4.3.3	EPMAによる測定結果 40
4.3.4	EPMA測定データの統計解析 41
4.3.5	電子ビーム照射による表面汚染の影響の評価 41
4.3.6	均質性の評価(化学分析およびEPMA測定による) 43
4.3.7	特性値および不確かさ決定 45
参考文献****	48
付録1 ******	49
おわりに・・・・	51

#### Abstract

Iron based alloy Certified Reference Materials (CRMs) have been developed for the quantitative analysis of chromium, nickel and carbon by using Electron Probe Micro Analysis (EPMA). The three groupes of iron based alloys were produced by adjusting their concentration levels of alloying elements to 5 stages as follows.

- the five iron based alloys with chromium concentration ranging from 5 to 40 mass \%
- the five iron based alloys with nickel concentration ranging from 5 to 60 mass%
- the five iron based alloys with carbon concentration ranging from 0.1 to 0.7 mass%.

This paper describes the research regarding the preparation of iron based alloys with uniform distribution of alloying elements, and the determination of their concentrations as well as uncertainties which take microscopic element distribution into consideration. The chemical compositions of Fe-Cr and Fe-Ni alloys were determined by chemical analysis using titrimetry. The carbon contents of Fe-C alloys were determined by carbon analysis using the infrared absorption method after combustion in an induction furnace. Certified values were determined based on the results obtained by the above-mentioned methods. The uncertainties include the measurement deviations resulting from chemical analysis and heterogeneity between and within specimens. The produced CRMs are useful as very homogeneous standards for EPMA analysis of iron based alloys.

# 第1章 EPMA分析法<sup>\*,0,2</sup>

1.1 EPMAとは

加速した電子線を物質に照射(電子線による励起)す るとFig.1に示すような幾つかの反応があらわれる。これ らのうちEPMA(Electron Probe Micro Analyzer)は特性 X線のスペクトルに注目し、電子線が照射されている微 小領域(おおよそ1µm<sup>3</sup>)に於ける試料を構成する元素 の検出及び同定と、各構成元素の比率(濃度)を分析す る装置であり、固体の試料をほぼ非破壊で分析すること が可能である。

注) EPMAは分析機器としての名称以外にElectron Probe Micro Analysisの略として、分析手法の名称としても使われる場合がある。

EPMAは一測定点当たりの分析領域が微小であること が特徴であるが、コンピュータによる制御や測定データ の処理技術が進歩したことにより、元素の定性・定量分 析以外にも試料表面に於ける元素の分布状態を得られる 面分析など、分析や評価を支援する多彩な機能が盛り込 まれるようになった。さらに、基本的な装置の構成は SEM(Scanning Electron Microscope)と同じであるため、 SEMとしての機能を併用することが可能であることか ら、固体の複合分析ツールとして多方面に利用されてい る(ただし、EPMAに特化した装置の場合、試料ステー ジに傾斜角度調整(tilt)や回転(rotation)の機構が省 かれている場合があり、その際にはSEMとしての試料観 察に幾つかの制約を受けることもある)。





\* 笠田洋文 鳥取大学 工学部 技術部 鳥取市湖山町南4-101

EPMAは固体で真空に耐える試料ならば、比較的手軽 に定性・定量分析が可能であり、同時にSEM観察やその 写真撮影も可能である。未知の僅かな物質がどのような 元素によって構成されているのかを調べたり、各元素の 分布状況や組成比率を知る必要がある場合には非常に有 効な分析装置と言える。

#### 1.2 特性X線

特性X線は各元素の原子核を取り巻く内殻電子の遷移 によって発生するX線で、元素に固有な幾つかの波長(そ れぞれのエネルギーを持ったフォトン)として現れる。

加速されて大きな運動エネルギーを持った電子が元素 の内殻電子を弾き出した場合、電子が存在しなくなった エネルギー準位に上の準位の電子が移ってくる。このよ うに電子などが、あるエネルギー準位から別のエネルギ ー準位に移ることを遷移と呼んでいるが、この際、遷移 した準位間に相当するエネルギーと同じ波長の電磁波が 放出される(電磁波ではなくオージェ電子が放出される 場合もある)。

内殻電子の遷移によって放出される電磁波のエネルギーはX線の波長域にあり、原子を構成している内殻電子はそれぞれ固有のエネルギー準位を持つことから、そのスペクトルは元素固有のX線スペクトル構造を持つことになる。これが特性X線である。

このように、特性X線の波長は元素固有の波長を示す ことから、加速電子などによって対象物を励起し、それ によって発生する特性X線を調べればその物質がどのよ うな元素で構成されているのかを知ることができる。

1.3 X線スペクトルの測定(WDS,EDS)

EPMAは特性X線の波長と強度の情報を含むスペクト ルを測定することによって分析を行うのであるが、その 測定には二種類の全く異なる仕組みのX線分光器が利用 されている。

(WDS) これらのX線分光器のうちの一つは波長分散型の分光 器で、WDS(Wavelength Dispersive X-ray Spectrometer) と呼ばれる方式のものである。これは分光結晶と呼ばれ る単結晶を用いて、X線を波長ごとにブラッグ(Bragg) の回折条件で表される、異なった角度に回折させる方式 の分光器で、分光結晶は分光するX線の波長範囲に合わ せて格子定数の異なる数種類のものが利用される。X線 の検出器には比例計数管が用いられ、X線領域のフォト ンを電気的なパルスとして検出している。

WDSの場合、試料の励起位置と分光結晶、さらにX線 検出器が特定の幾何光学的配置を精密に保つ機構を有し、 機械的な掃引駆動によってX線スペクトルを測定してい る。

(EDS)

もう一方はエネルギー分散型の分光器で、EDS(Energy Dispersive X-ray Spectrometer)と呼ばれるX線分光器である。

EDSは液体窒素で冷却したLiドープのSi半導体に試料 からの特性X線が入射する構造になっており、入射したX 線のエネルギー(フォトン)によって電子と正孔の対が 半導体中に発生することを利用してX線を検出している。 半導体には電界が印可されており、電子正孔対の発生は 電気パルスとして検出される。この電気パルスの数量が X線強度に比例し、大きさ(波高値)がX線のエネルギー に対応することから、電気パルスを信号処理することに よってスペクトルに変換している。このため、EDSには 機械的駆動部の必要がない。Fig.2は、それぞれの分光器 を備えたEPMAの断面模式図である。



Fig. 2 Schematic illustration of EPMA system equipped with WDS and EDS

(WDSとEDSの違い)

それぞれのX線分光器によって得られるX線スペクト ルと、その分析条件は分光器の特徴を反映した大きな違 いがある。

WDSの場合、X線の波長分解能はEDSに比べて高いが、 測定に必要な電子ビーム電流はEDSより二桁程度大きな 量が必要であり、電子線照射によるダメージを受けやす い試料の場合には注意が必要となる。また、定性分析に 要する時間は概ね数十分以上であり、EDSに比べて数十 倍以上の時間を必要とする。

一方のEDSは構造的に試料からの特性X線を効率良く 検出できることから、分光器としてのX線感度がWDSに 比べて高く、SEM観察程度の比較的少ない電子ビーム電 流による励起によっても分析が可能である。また、捕捉 可能な全てのエネルギーのX線を同時に検出することか ら、定性分析結果を数分の短時間で得ることができる。 ただし、X線波長の分解能はWDSより一桁以上悪いのが 通例であり、複数の元素で構成される試料の場合には各 元素の特性X線スペクトルを個別に分離できないことが あることから、分析結果に問題を生じる場合がある。

このように、分光器の種類によって一長一短があり、 それぞれの特長に応じた使い方が必要となるが、分析に 要する時間を除く分析能力(定性・定量に関する基本的 な分析性能)はWDSが高いことから、分析精度が要求さ れる場合にはWDSを用いることが多い。

1.4 EPMAによる定性分析、定量分析

#### (定性分析)

定性分析とは、分析対象の試料がどのような元素によって構成されているのかを調べる分析操作である。

EPMAによる定性分析では、加速電圧・ビーム電流を 一定にした電子線を試料に照射し、発生した特性X線の スペクトルを測定することによって得られたスペクトル の情報をもとにして分析を行っている。

WDS又はEDSによって計測したX線スペクトルはコン ピュータによりピーク位置(波長及びエネルギーに相当) の検出が行われ、検出したピーク位置とデータベースに 記録されている各元素の特性X線波長との照合が行われ る。照合の結果、複数のピーク位置と特性X線のエネル ギーが一致する元素を試料に存在する元素として同定す る。現在では、これら一連の動作をコンピュータが自動 的に処理するようになっている。 (定量分析)

定量分析は試料を構成している各元素が、どの程度の 割合(濃度)で含まれているのかを知るための分析操作 である。

EPMAによる定量分析は元素濃度の明らかな標準試料 からの特性X線強度と、未知試料からの特性X線強度とを 比較することによって実現しており、基本的には次のよ うな手法によって行っている。

最も基本となる定量分析法では、まず、測定対象となる元素ごとに濃度の異なる複数の標準試料を準備し、それぞれの濃度に於ける特性X線強度を測定して、濃度と特性X線強度との関係を求めて基準値とする。この基準値と未知試料から得られる、同じ種類の特性X線強度との比較によって未知試料の濃度を求めている。この分析方法を検量線法と呼び、最も確実で精度の高い定量分析法とされている。

しかし、この場合には未知試料の組成に近く、表面状 態が同様である複数の濃度の標準試料が必要となり、任 意の元素を定量分析する際には標準試料の準備が困難と なる。

この不便さを解消するために、現在ではZAFと呼ばれ る補正法を用いた定量分析が広く行われている。これに より、各元素に一つずつの標準試料があれば比較的精度 の高い定量分析が可能となっている。

ZAFとは原子番号効果(Z)、吸収効果(A)、蛍光励起効果 (F)を表し、それぞれ特性X線強度に変化を与え、標準試 料に対する相対強度比に"ずれ"をもたらす要素である。 これらの要素について分析条件ごとに係数を求めて補正 するのがZAF補正計算法であり、煩雑な計算を必要とす るが、現在ではこれらの計算もコンピュータにより自動 化されており、分析作業者は補正計算を意識すること無 く定量分析結果を得ることができる。

EPMAによる定量分析に於いては、注意深く行えば概 ね1%以内の誤差範囲で構成元素の定量を行うことも可 能である。しかし、分析条件や未知試料と標準試料の構 成元素の違い等への注意を怠ると、数%以上の誤差を生 じる恐れもあることから、分析結果の妥当性を考慮しつ つ分析作業を行わなければならない。 (半定量分析)

前述の定量分析法のほかに、更に簡便な分析手法とし て標準試料を必要としない半定量分析法がある。これは、 未知試料から得られる構成元素ごとの特性X線波長と、 その強度の情報のみにもとづいて定量結果を求めようと いうものである。

標準試料が無くても分析結果を得られるために非常に 便利な手法ではあるが、濃度の基準となる情報を持たな いために、得られた結果は保証される値とならない。こ のことから、一般的な定量分析と混同しないために半定 量分析という呼称で区別されているが、元素組成比の目 安程度には利用可能である。

また、EPMAによっては定性分析の結果から、半定量 分析を実行可能な機能が付加されていることもある。こ の場合には過去の定性分析結果に対しても検出元素の大 まかな組成比を知ることができることから、分析精度を 要求しない場合には便利に活用できる。

(分析結果に対する注意点)

現在のEPMAでは、分析条件を設定して実行させると、 コンピュータがほぼ自動的に測定と計算を行い、分析結 果として出力するようになっている。このため、分析条 件の設定や未知試料の状態、標準試料の選択等が不適当 な場合であっても、何らかの分析結果が得られてしまう。 しかし、そのようにして得られた分析結果の信頼性は低 く、場合によっては未知試料の実体を全く反映しない結 果となる場合もある。

これらのことからEPMAを用いて高い精度の分析結果 を得るためには、測定原理や装置の仕組みを理解した上 で、適切な分析条件や未知試料及び標準試料を用いて、 慎重に分析操作を行う必要がある。

4

# 第2章 特性値および不確かさの算出法

標準物質の特性値は、鉄-クロム系及び鉄-ニッケル 系合金について、それぞれ130個の試料から6個を選び、 化学分析の結果から算出した。また、EPMAにおける不 確かさおよび均質性を評価するために各候補標準物質に ついて化学分析と同様130個の試料から6個を選び、それ らの面内20ヶ所において、EPMAによる点分析による測 定を行った。測定に供した試料は化学分析と同様である。 通常の統計的手法<sup>3-7)</sup>に基づいて、これらの結果から、特 性値および不確かさを算出するとともに、分散分析によ り均質性について評価を行った。

開発するEPMA用標準物質の不確かさ(*u(W)*)は、化 学分析による試料間のばらつきを含めた不確かさ(*u<sub>c</sub>*) に、EPMA測定から求めた試料間、試料内の分析点間、 及び繰り返し測定の分散から求めた平均値の不確かさ (*u(X)*)を加えたものとした。

 $u(W) = \sqrt{u^2(X) + u_c^2}$ 

化学分析による試料間のばらつきを含めた不確かさ (*u(C)*)は3.2及び4.2に示してある。

また、EPMA測定から求める試料間、分析点間、及び 繰り返し測定の分散は、以下の様にして算出できる。 EPMA測定値(試料i内の分析点jにおけるk回目のX線強 度測定値を $X_{ijk}$ とする)に対する分散分析結果をTable 1 に示す。ここで、測定試料数は $n_s$ 、各試料の分析点は $n_p$ 、 繰り返し測定数は $n_E$ である。

ここで繰り返し測定、分析点間、試料間の平均をそれぞ れ以下のように表わした。

$$\overline{X}_{ij\bullet} = \frac{1}{n_E} \sum_{k=1}^{n_E} X_{ijk} , \quad \overline{X}_{i\bullet\bullet} = \frac{1}{n_P} \sum_{j=1}^{n_P} X_{ij\bullet} , \quad \overline{X}_{\bullet\bullet\bullet} = \frac{1}{n_S} \sum_{k=1}^{n_S} X_{i\bullet\bullet}$$

バックグラウンドの測定値を $B_{ijk}$ とすると、正味のピークの強度は $(X_{ijk} - B_{ijk})$ となる。

 $(X_{ijk} - B_{ijk})$ の不確かさは、バックグラウンドの分散を $\sigma_B^2$ とすると以下のようになる。ここで、バックグランドの カウント数の分布はPoisson分布と考えられるので  $\sigma_B^2 = \overline{B}$ としてもよい。

$$u^{2}(X_{ijk} - B_{ijk}) = u^{2}(X_{ijk}) + u^{2}(B_{ijk})$$
$$= \frac{s_{s}^{2}}{n_{s}} + \frac{s_{p}^{2}}{n_{s}n_{p}} + \frac{s_{E}^{2}}{n_{s}n_{p}n_{E}} + \frac{\sigma_{B}^{2}}{n_{s}n_{p}n_{E}}$$
$$= \frac{s_{s}^{2}}{n_{s}} + \frac{s_{p}^{2}}{n_{s}n_{p}} + \frac{s_{E}^{2} + \sigma_{B}^{2}}{n_{s}n_{p}n_{E}}$$

Factor	Sum of squares	Degree of freedom	Mean square	Expectation of mean square
Variation between specimen	$n_{\scriptscriptstyle P} n_{\scriptscriptstyle E} \sum_{i=1}^{n_{\scriptscriptstyle S}} (\overline{X}_{i\bullet\bullet} - \overline{X}_{\bullet\bullet\bullet})^2$	$n_s - 1$	$\frac{n_{p}n_{E}\sum_{i=1}^{n_{S}}(\overline{X}_{i\bullet\bullet}-\overline{X}_{\bullet\bullet\bullet})^{2}}{n_{S}-1}=V_{S}$	$s_E^2 + n_E s_P^2 + n_P n_E s_S^2$
Variation between position	$n_E \sum_{i=1}^{n_S} \sum_{j=1}^{n_P} (\overline{X}_{ij\bullet} - \overline{X}_{i\bullet\bullet})^2$	$n_s(n_p-1)$	$\frac{n_E \sum_{i=1}^{n_S} \sum_{j=1}^{n_P} (\overline{X}_{ij\bullet} - \overline{X}_{i\bullet\bullet})^2}{n_S(n_P - 1)} = V_P$	$s_E^2 + n_E s_P^2$
Variation between measurement	$\sum_{i=1}^{n_{\mathrm{S}}}\sum_{j=1}^{n_{\mathrm{P}}}\sum_{k=1}^{n_{\mathrm{K}}}(X_{ijk}-\overline{X}_{ijullet})^2$	$n_s n_p (n_E - 1)$	$\frac{\sum_{i=1}^{n_{S}}\sum_{j=1}^{n_{P}}\sum_{k=1}^{n_{E}}(X_{ijk}-\overline{X}_{ij*})^{2}}{n_{S}n_{P}(n_{E}-1)}=V_{E}$	$s_{E}^{2}$

Table 1	Analysis	of variance	e table

一方、X線強度 $(X_{ijk} - B_{ijk})$ と合金元素濃度 $(W_{ijk})$ は定数Cによって

 $X_{ijk} = B_{ijk} = CW_{ijk}$ と表されるから、 $W_{ijk}$ の分散( $\sigma_{\overline{w}}^2$ )は以下のようになる。

$$\sigma_{\overline{W}}^{2} = \frac{u^{2}(X_{ijk} - B_{ijk})}{C^{2}} = \frac{1}{C^{2}} \left( \frac{s_{s}^{2}}{n_{s}} + \frac{s_{p}^{2}}{n_{s}n_{p}} + \frac{s_{E}^{2} + \sigma_{B}^{2}}{n_{s}n_{p}n_{E}} \right)$$

よって、EPMA測定による標準不確かさu(X)は下式の ようになる。

$$u(X) = \sqrt{\frac{1}{C^2} \left( \frac{s_s^2}{n_s} + \frac{s_p^2}{n_s n_p} + \frac{s_e^2 + \sigma_B^2}{n_s n_p n_E} \right)}$$

なお、Cは下式で与えられる定数である。

$$C = \frac{\overline{X} - \overline{B}}{W_{\circ}}$$

 $\overline{X}$ :X線強度の平均値 $\overline{B}$ :バックグランドの平均値 $W_0$ :化学分析により得られた試料の特性値

# 第3章 鉄-クロム、鉄-ニッケル合金標準物質

#### 3.1 候補標準物質の作製

#### 3.1.1 候補標準物質の選定

各種耐食性および耐熱性材料の主要合金元素であるク ロムおよびニッケルのEMPAによる定量分析への応用を 目的とするために、本候補標準物質では、目標とする合 金元素濃度をTable 2に示す通り10水準とした。なお、本 報告では、各合金について以下に示す通りカッコ内の略 号を用いる。Fig.3に示す相図<sup>80</sup>から分かるように、低ニ ッケル含有合金では、オーステナイト相が不安定で2相 混合組織となるため、炭素とマンガンを添加して焼き入 れ性を向上させると共に単相となるようにした。また Fe-10%Cr合金は均一な組織を得ることが困難なため、 Table 1に示すような目標組成を決定した。

候補標準物質は住友金属テクノロジー(株)において 作製された。

Table 2 Composition and content of Fe-Cr and Fe-Ni reference materials (mass%)

Fe - Cr alloy	5	15	20	30	40
Cr content	(R1)	(R2)	(R3)	(R4)	(R5)
Fe - Ni alloy	5	10	20	40	60
Ni content	(N1)	(N2)	(N3)	(N4)	(N5)



Fig. 3 Schaeffler diagram

3.1.2 鉄-クロム合金の調製方法

(1) 工程の概要

目的の合金成分に調合した原料を溶解して造塊(インゴ ット製造)し、これに鍛造、圧延および各種熱処理を施す ことによって濃度の均一な候補標準物質を作製した。これ らの製造工程の概略をFig.4に示す。また、鉄 - クロム候 補標準物質の記号と目標溶解成分をTable 3に示す。 (2) 溶解原料

非金属介在物の生成を抑制し且つ高純度標準物質を作 製するために、Table 4に示す高純度主成分原料を準備す ると共に、溶解時の酸化物生成抑制のため微量の炭素添 加を行い脱酸を強化することとした。これらを所定の成 分に調合、溶解してインゴットを製造した。

(3) 合金の溶解方法

鉄-炭素、鉄-クロムおよび鉄-ニッケル系の何れの 合金共に、次のような溶解炉と坩堝を用いて溶解し、イ ンゴットを製造した。

使用炉:50kg高周波真空誘導溶解炉

使用坩堝:カルシア(CaO)坩堝、

<sub>out</sub> 190mm × <sub>in</sub>160mm × h 300mm

鋳型寸法: 140mm×h 230mm、30kg

(4) 鋳塊切断・スラブ切り出し

何れの成分系の鋳塊共に、凝固偏析の著しい鋳塊中心 部を除いた箇所から鍛造に供するスラプを採取した。鋳 塊からの採取状況をFig.5に模式的に示す。

reference materials ( mass $\%$ )									
	Cr	С	Fe						
R 1	5.00	0.030	Bal.						
R 2	15.00	0.030	Bal.						
R 3	20.00	0.035	Bal.						
R 4	30.00	0.035	Bal.						
R 5	40.00	0.040	Bal.						

Table 3 Composition and content of Fe-Cr candidate reference materials ( mass % )



Fig.4 Manufacturing procedure

Tuble 1 Tuble for the production of the er unoy mgot (mass/o)										
Component	Material	С	S	Р	Si	Mn	Cu	Ν	0	
Iron	Electrolytic iron	0.001	0.0001	< 0.001	< 0.0005	0.0001	0.0024	0.0003	0.003	

Table 4 Raw materials for the production of Fe-Cr alloy ingot (mas	ss%	)
--	-----	---

		_		_		_	_
Component	Material	C	Si	S	Al	Fe	0
Chromium	Electrolytic chromium	0.002	0.001	0.001	0.001	0.140	0.035
Carbon	Graphite	High-purity graphite					





(5) スラブ鍛造

圧延板の試料を作製するために、鋳塊スラブを、それ

ぞれ、Fig.5に示した以下の寸法に切断後、熱間鍛造した。 加熱温度 : 1,200 × 1 時間

圧延板用寸法: (T)70 mm×(W)40 mm×(L)200 mm \_\_\_\_

(T)20 mm  $\times$  (W)40 mm  $\times$  (L)700mm

(鍛造比; 3.5) <u>計 2 P</u>

(6) 鍛造材の切断

熱間圧延に供するために、上記スラブ鍛造材を二分割 した。

鍛造材切断寸法:(T)20mm×(W)40mm×(L)700mm

(T)20mm × (W)40mm × (L)350mm

<u>計4P</u>

(7) 鍛造材の熱間圧延

板用スラブ鍛造材を、以下の条件で熱間圧延した。 加熱温度:1,200 ×1時間 圧延寸法:(T)20mm×(W)40mm×(L)350 mm

↓ 【2パス圧延 ; 50% red. / パス》

(T) 5mm × (W)70mm × (L)700mm

<u>計 4 P</u>

(8) 試料の切り出し

スラブから測定面(約4×10mm)が圧延方向に垂直な 断面になるように約4×10×15mmの大きさの試料とし て切り出し、切り出し位置がわかるように番号を振った。 3.1.3 鉄-クロム合金の分析評価結果

Table 5に鉄 - クロム合金の化学分析結果を示す。また、 ミクロ組織観察の結果をFig.6に示す。

EPMA線分析によるクロム濃度の均一性を確かめるた めのEPMA線分析の結果の一例をFig.7に示すが、供試材 すべての場所間におけるクロム濃度の均一性は極めて優 れていることを確認した。

3.1.4 鉄 - ニッケル合金の調製方法

鉄 - ニッケル候補標準物質の記号と目標溶解成分を Table 6に示す。



Fig. 6 Microstructure of R3(Fe-20mass%Cr) ( Optical microscope image )



Fig. 7 EPMA line analysis of R3(Fe-20mass%Cr)

	С	Si	Mn	Р	S	Cr	Mo	solAl	insolAl	Cu	0
R1	0.013	0.004	< 0.001	< 0.001	< 0.001	4.99	< 0.001	< 0.001	0.001	< 0.001	0.005
R2	0.005	0.004	< 0.001	< 0.001	< 0.001	14.97	< 0.001	< 0.001	0.001	< 0.001	0.005
R3	0.004	0.005	< 0.001	< 0.001	< 0.001	19.89	< 0.001	< 0.001	0.001	< 0.001	0.008
R4	0.009	0.005	< 0.001	< 0.001	< 0.001	29.94	< 0.001	< 0.001	0.001	< 0.001	0.009
R5	0.014	0.007	< 0.001	< 0.001	< 0.001	39.91	< 0.001	< 0.001	0.001	< 0.001	0.012

Table 5 Chemical analysis of Fe-Cr alloys (mass%)

Table 6 Composition and content of Fe-Ni candidate reference materials ( mass% )

	Ni	С	Mn	Fe
N 1	5.00	0.40	0.75	Bal.
N 2	10.00	0.20	0.75	Bal.
N 3	20.00	0.40	0.75	Bal.
N 4	40.00	0.040	-	Bal.
N 5	60.00	0.040	-	Bal.

Table 7 Raw materials for the production of Fe-Ni alloy ingot (mass%)

Component	Material	Ni + Co	Co	Cu	Pb	0
Nickel	Electrolytic nickel	99.98	0.002	0.0010	0.0012	0.002

Component	Material	С	Si	Р	S	Fe	0	Others
Carbon	High-purity graphite							
Manganese	Electrolytic manganese	0.003	0.001	0.001	0.025	0.001	-	Mn:Remains

#### (1) 溶解原料

前述の鉄 - クロム合金と同様に、非金属介在物の生成 を抑制し且つ高純度標準物質を作製するために、Table 7 に示す高純度主成分原料を準備すると共に、溶解時の酸 化物生成を抑制するため微量の炭素を添加して脱酸を行 うこととした。さらに、低ニッケル含有鋼ではオーステ ナイト相が不安定なため熱間圧延後冷却過程で + の 二相組織が形成され、これによる元素分配が懸念される ため炭素含有量を増すと共にマンガンを少量添加して焼 き入れ性を向上させる成分系とした。これらを所定の成 分に調合、溶解してインゴットを製造した。

#### (2) その他の試作条件

合金の溶解、鋳塊切断・切り出し、鍛造および圧延条 件などは、鉄 - クロム系合金作製時と同じである。

さらに、ニッケル含有量を5%および10%目標に溶解 した供試材N1および供試材N2 に関しては、熱間圧延の 冷却過程で生じるであろう相分離を解消させるための後 熱処理(1200 ×20Hr IQ)を施した。また、N3に関して は、同様に、800 ×15min IQを実施した(IQ:氷+食 塩水)。

#### 3.1.5 鉄 - ニッケル合金の分析評価結果

Table 8に鉄 - ニッケル合金の化学分析結果を示す。ミクロ組織観察結果をFig.8、EPMA線分析による元素偏析 状況を調査した結果の1例を、Fig.9に示す。

EPMA線分析によるニッケル濃度均一性は、供試材N1 ~3で僅かに場所間における濃度偏析が存在したが、こ れら供試料は、EPMA分析の標準物質として十分使用で きるものと判断された。



Fig. 8 Microstructure of N4(Fe-40mass%Ni) ( Optical microscope image )

	С	Si	Mn	Р	S	Ni	Со	solAl	insolAl	Cu	0
N1	0.37	0.007	0.75	< 0.001	< 0.001	5.01	< 0.001	< 0.001	0.003	< 0.001	0.001
N2	0.17	0.002	0.76	< 0.001	< 0.001	10.01	< 0.001	< 0.001	0.002	< 0.001	0.001
N3	0.30	0.003	0.76	< 0.001	< 0.001	20.03	< 0.001	< 0.001	0.001	< 0.001	< 0.001
N4	0.018	0.002	0.001	< 0.001	< 0.001	39.54	0.001	< 0.001	0.001	< 0.001	0.002
N5	0.021	0.002	0.001	< 0.001	< 0.001	59.53	0.001	< 0.001	0.001	< 0.001	0.002

Table 8 Chemical analysis of Fe-Ni alloys ( mass% )



Fig. 9 EPMA line analysis of N4(Fe-40mass%Ni)

#### 3.2 化学分析

3.2.1 鉄 - クロム合金中のクロムの滴定法による分析 (1) 概要

JIS G 1217-1992<sup>®</sup>及びJIS G 1313-2000<sup>10</sup>附属書1の方法 を基に、一部変更して実施した。過マンガン酸カリウム 滴定液の代わりに二クロム酸カリウム滴定液を用いた。 クロム標準液を基準として鉄 - クロム合金(クロムの質 量分率5%~40%の5水準に対して各6試料)中のクロム の質量分率を求めた。クロム標準液を基準とすることに よって、滴定の終点決定に伴うバイアスを除くことがで きた。なお、試料由来の物質で、本法の酸化還元に妨害 を与える微量成分(マンガンを除く)が存在する場合に は、本法の結果は当然その影響を受けたものになるが、 今回妨害するほどには含まれていないと考えられる。い ずれの試料についても、バナジウムの含有量は0.005%以 下であり、その妨害は無視できた。 なお、結果は同一水準内の6試料に対する平均値とし、 これらの6試料間のばらつきを含めた不確かさを見積も った。

#### (2) 分析手順

「試料」、「全操作標準(全ST)」(試料の代わりに1000 mg/kgクロム標準液を用いる)、「全操作ブランク(全 BL)」(試料のないことのみが「試料」と相違)、「滴定標 準(滴ST)」(1000mg/kgクロム標準液を用いて滴定段階 のみ実施)、「滴定ブランク(滴BL)」(滴定段階のみのブ ランク)の5種類を測定した。各々の検体数は、概ね、 各々6、4、4、4、4であった。

試料に硫酸(1+4)40mL、りん酸5mLを加えて加熱分解した。硝酸(70%)3mLを加えて煮沸した。放冷後、 ろ紙5種Bを用いてろ過した。残さ処理後、主液と合わせ、 一定濃度(約1000mg/L)に希釈した。これを10mL分取 し、硫酸濃度を調整した。過マンガン酸カリウム溶液 (2%)1滴、硝酸銀溶液(0.5%)10mLを加えて加熱し、 煮沸し始めたら過硫酸アンモニウム水溶液(25%)20mL を加えてCr(III)、Mn(II)を酸化するとともに、過剰の過硫 酸アンモニウムを分解した。塩酸(1+3)5mLを加え、 煮沸して過マンガン酸イオンを分解した。加熱を止め、 液量を300mLとした後、冷却した。

滴定は、0.1-mol/L硫酸アンモニウム鉄(II)を過剰に加え、 0.067-mol/L二クロム酸カリウム滴定液で逆滴定した。ジ フェニルアミンスルホン酸ナトリウムを指示薬とした。 終点付近は0.005mL単位で滴定し、目視によって紫色が 認められたはじめての点を終点とした。

(3) 計算方法

結果の計算は、以下のステップ1~5の計算方法に従った。

ステップ1: Cr(VI)滴定液とFe(II)溶液の濃度比を計算す る。

「全操作ブランク」と「滴定ブランク」の間に差が認められないので、両者の全データを用いて $V_{\text{Fe(II)}}(\text{BL})/V_{\text{Cr(VI}}(\text{BL})$ の平均値から $C_{\text{Cr(VI)}}/C_{\text{Fe(II)}}$ を計算した。

 $C_{\text{Cr(VI)}}/C_{\text{Fe(II)}} = V_{\text{Fe(II)}}(\text{BL})/V_{\text{Cr(VI)}}(\text{BL})$ 

ステップ2:ステップ1の計算結果と「滴定標準」の結 果から「全操作標準」の濃度を計算する。

「滴定標準」でCr(VI)滴定液とFe(II)溶液を標定し、それを用いて「全操作標準」の濃度を求めることに相当する。 すなわち、「滴定標準」の結果から $C_{Fe(II)}$ に相当する C(Tit-Std-Cr)/AM(Tit-Std-Cr) × f1の平均値を計算し、「全操作標準」の結果から<math>AM(All-Std-Cr) × f2の平均値を計算 し、「全操作標準」の濃度C(All-Std-Cr)を求めた。

 $C(\text{All-Std-Cr}) \!=\! C(\text{Tit-Std-Cr}) \! \times \text{f1} \times \text{f1}$ 

 $AM(\text{All-Std-Cr}) \times \text{f2},$ 

 $f1 = M(Tit-Std-Cr)/[V_{Fe(II)}(Tit-Std))$ 

-  $(C_{\text{Cr(VI)}}/C_{\text{Fe(II)}}) \times V_{\text{Cr(VI)}}(\text{Tit-Std})]$ 

$$f2 = [V_{\text{Fe(II)}}(\text{All-Std}) - (C_{\text{Cr(VI)}}/C_{\text{Fe(II)}})$$

×  $V_{Cr(VI)}$ (All-Std)]/ M(All-Std-Cr),

Tit-Std-Cr標準液に対する滴定結果の繰り返し性はf1の 不確かさに相当しており、All-Std-Cr標準液に対する滴定 結果の繰り返し性はf2の不確かさに相当している。

### ステップ3:ステップの計算結果と「滴定標準」の結果 から「試料」のクロム量を計算する。

「滴定標準」でCr(VI)滴定液とFe(II)溶液を標定し、それを用いて「試料」の濃度を求めることに相当する。す なわち、「滴定標準」の結果から*C*<sub>Fe(II)</sub>に相当する *C*(Tit-Std-Cr)/*AM*(Tit-Std-Cr) × f1の平均値を計算し (既にステップ2で計算済み)、「試料」の結果から AM(Sample-Cr) × [f3 × M(Sample-Cr)]/1000の平均値を計

算し、「試料」のクロム量Amount(Sample-Cr)を求めた。 Amount(Sample-Cr)=C(Sample-Cr)×M(Sample-Cr)/1000

 $=C(\text{Tit-Std-Cr})/AM(\text{Tit-Std-Cr}) \times \text{fl} \times AM(\text{Sample-Cr}) \times [\text{f3} \times M(\text{Sample -Cr})]/1000,$ 

 $f1 = M(Tit-Std-Cr)/[V_{Fe(II)}(Tit-Std))$ 

-  $(C_{\text{Cr(VI)}}/C_{\text{Fe(II)}}) \times V_{\text{Cr(VI)}}(\text{Tit-Std})]$ ,

 $f3 \times M(\text{Sample-Cr}) = [V_{\text{Fe(II)}}(\text{Sample})]$ 

-  $(C_{Cr(VI)}/C_{Fe(II)}) \times V_{Cr(VI)}(Sample)]$ 

Tit-Std-Cr標準液に対する滴定結果の繰り返し性はf1の 不確かさに相当しており、Sample-Cr溶液に対する滴定結 果の繰り返し性はf3の不確かさに相当している。

### ステップ4:鉄-クロム合金試料中のクロムの質量分率 を求める。

ステップ3の計算結果Amount(Sample-Cr)から分取率 を考慮した(mass of Sample FeCr)を用いて、鉄-クロム 合金試料中のクロムの質量分率を求めた。ここで鉄-ク ロム合金試料の密度を用いて、浮力補正を行った。さら にステップ2で求めたC(All-Std-Cr)がクロム標準液の濃 度C(Tit-Std-Cr)とわずかに食い違っているのは、「全操 作標準」と「滴定標準」の間で滴定時の溶液組成が少し 違うことに由来する滴定終点のバイアスがあるためと考 えて、補正(Cr質量分率と補正Cr質量分率の間の差)を 行った。

Mass fraction of Cr in Sample FeCr (%)

- = Amount(Sample-Cr) / (mass of Sample FeCr) × 100 × [C(Tit-Std-Cr) / C(All-Std-Cr)]
- =  $[C(\text{Sample-Cr}) \times M(\text{Sample-Cr})/1000] / (\text{mass of}$ Sample FeCr) × 100 × [C(Tit-Std-Cr) / C(All-Std-Cr)]

ステップ5:不確かさの見積もりを行う。

ステップ1で求めたC<sub>Cr(VI</sub>/C<sub>Fe(II</sub>)の不確かさは実質的に 影響しない。また、C(All-Std-Cr)とクロム標準液の濃度 C(Tit-Std-Cr)の違いをステップ4で補正するので(この 補正に対する不確かさは無視できると考えた)ステップ 2で求めた「滴定標準」の繰り返し性に対応するf1の不 確かさも実質的に影響しない(極論すれば、「滴定標準」 は必要ないことにもなるが、バイアスの程度を知るため の意味はある)。秤量に関する不確かさは、ここでは他の 不確かさに比べて小さいので考慮しない。

したがって、

・クロム標準液の濃度*C*(Tit-Std-Cr)の標準不確かさ

・「全操作標準」の繰り返し性(平均値に対する標準偏差)

・「試料」の繰り返し性(単一試料に対する標準偏差)

・クロム標準液のクロムの原子量の標準不確かさ ・「試料」のクロムの原子量の標準不確かさ の5要因について考慮する。ステップ1~4の計算式の 構造から考えて、合成標準不確かさを求めるためには相 対値の自乗和の平方根を計算すればよい。 (4) 不確かさの計算結果 Cr分析 (Cr - 5% 分析): クロム標準液の濃度の相対標準不確かさ: 0.05% (d.f. = infinity), クロム標準液中のクロムの原子量の相対標準不確かさ: 0.001% (d.f. = infinity), All-Std-Crの滴定結果の繰り返し性(平均値に対して) (相対値): 0.026% (d.f. = 3)、 Sample-Crの滴定結果の繰り返し性(単一測定に対して) (相対値): 0.065% (d.f. = 5)、 試料中のクロムの原子量の相対標準不確かさ: 0.001% (d.f. = infinity).  $u_{c}^{2}(\mathbf{H}\dot{\mathbf{y}}\%) = (0.05)^{2} + (0.001)^{2} + (0.026)^{2} + (0.065)^{2} + (0.065)^{2}$  $(0.001)^2 = (0.086\%)^2$ ; 有効自由度 (effective d.f.):  $_{\rm eff} = 0.086^4 / (0.05^4 / + 0.001^4 / + 0.026^4 / 3 +$  $0.065^{4}/5 + 0.001^{4}/) = 14.7 - > 14 \ (k = 2.14)$ 結果: Crの質量分率(%) =4.998% ( $u_c = 0.004\%$ 、 effective d.f. = 14) <--- FeCr合金 (Cr 5%) Cr分析 (Cr - 15% 分析): クロム標準液の濃度の相対標準不確かさ: 0.05% (d.f. = infinity), クロム標準液中のクロムの原子量の相対標準不確かさ: 0.001% (d.f. = infinity), All-Std-Crの滴定結果の繰り返し性(平均値に対して) (相対値): 0.012% (d.f. = 3)、 Sample-Cr の滴定結果の繰り返し性(単一測定に対して) (相対值): 0.036% (d.f. = 5)、 試料中のクロムの原子量の相対標準不確かさ: 0.001% (d.f. = infinity).  $u_c^2(\mathbf{H}\dot{\mathbf{y}}\%) = (0.05)^2 + (0.001)^2 + (0.012)^2 + (0.036)^2 +$  $(0.001)^2 = (0.063\%)^2$ ; 有効自由度 (effective d.f.):  $_{\rm eff} = 0.063^4 / (0.05^4 / + 0.001^4 / + 0.012^4 / 3 +$  $0.036^{4}/5 + 0.001^{4}/) = 45.9 - - > 45 (k = 2.02)$ 結果: Crの質量分率(%) = 14.964% ( $u_c = 0.009\%$ 、 effective d.f.=45) <--- FeCr合金 (Cr 15%)

Cr分析 (Cr - 20% 分析): クロム標準液の濃度の相対標準不確かさ: 0.05% (d.f. = infinity), クロム標準液中のクロムの原子量の相対標準不確かさ: 0.001% (d.f. = infinity), All-Std-Crの滴定結果の繰り返し性(平均値に対して) (相対値): 0.033% (d.f. = 3)、 Sample-Cr の滴定結果の繰り返し性(単一測定に対して) (相対値): 0.035% (d.f. = 5)、 試料中のクロムの原子量の相対標準不確かさ: 0.001% (d.f. = infinity).  $u_c^2$ (相対%) =  $(0.05)^2 + (0.001)^2 + (0.033)^2 + (0.035)^2 +$  $(0.001)^2 = (0.069\%)^2$ ; 有効自由度 (effective d.f.):  $_{\rm eff} = 0.069^4 / (0.05^4 / + 0.001^4 / + 0.033^4 / 3 +$  $0.035^{4}/5 + 0.001^{4}/) = 32.6 - - > 32 (k = 2.04)$ 結果: Crの質量分率(%) = 19.865% ( $u_c = 0.014\%$ 、 effective d.f.=32) <--- FeCr合金 (Cr 20%) Cr分析 (Cr - 30% 分析): クロム標準液の濃度の相対標準不確かさ: 0.05% (d.f. = infinity), クロム標準液中のクロムの原子量の相対標準不確かさ: 0.001% (d.f. = infinity), All-Std-Crの滴定結果の繰り返し性(平均値に対して) (相対値): 0.054% (d.f. = 3)、 Sample-Cr の滴定結果の繰り返し性(単一測定に対して) (相対值): 0.029% (d.f. = 5)、 試料中のクロムの原子量の相対標準不確かさ: 0.001% (d.f. = infinity ).  $u_{c}^{2}(\mathbf{H}\dot{\mathbf{M}}\%) = (0.05)^{2} + (0.001)^{2} + (0.054)^{2} + (0.029)^{2} +$  $(0.001)^2 = (0.079\%)^2$ ; 有効自由度 (effective d.f.):  $_{\rm eff} = 0.079^4 / (0.05^4) + 0.001^4 + 0.054^4 / 3 +$  $0.029^{4/5} + 0.001^{4/}$  ) = 13.1--->13 (k = 2.16) 結果: Crの質量分率(%) = 29.837% ( $u_c = 0.024\%$ 、 effective d.f.=13) <--- FeCr合金 (Cr 30%) Cr分析 (Cr - 40% 分析): クロム標準液の濃度の相対標準不確かさ: 0.05% (d.f. = infinity), クロム標準液中のクロムの原子量の相対標準不確かさ: 0.001% (d.f. = infinity), All-Std-Crの滴定結果の繰り返し性(平均値に対して) (相対値): 0.049% (d.f. = 3)、

Table 9 Quantitative	chemical analysis of CI	III Fe-CI alloys	
Specimen		Cr content (mass%)	
R1-001		5.002	
R1-026		4.999	
R1-051		5.001	
R1-073		5.002	
R1-101		5.000	(Final result)
R1-129		4.993	Correcting Cr content (mass%)
·	mean=	4.999	4.998
	stdev=	0.003	
	RSD(%) =	0.065	
r			
Specimen		Cr content (mass%)	
R2-001		14.970	
R2-026		14.966	
R2-051		14.969	
R2-073		14.964	
R2-101		14.956	(Final result)
R2-129		14.961	Correcting Cr content (mass%)
	mean=	14.964	14.964
	stdev=	0.005	
	RSD(%) =	0.036	
	1.02 (///)	0.000	
<u> </u>			
Specimen		Cr content (mass%)	
R3-001		19.856	
R3-026		19.853	
R3-051		19.855	
R3-073		19.862	
R3-101		19.841	(Final result)
R3-129		19.852	Correcting Cr content (mass%)
	mean=	19.853	19.865
	stdev=	0.007	
	RSD(%) =	0.035	
Specimen		Cr content (mass%)	
R4-001		29.821	
R4-026		29.834	
R4-051		29.812	
R4-073		29.816	
R4-101		29.816	(Final result)
R4-129		29.809	Correcting Cr content (mass%)
	mean=	29.818	29.837
	stdev=	0.009	201001
	PSD(%) =	0.000	
	ROD(n) =	0.025	
Specimen		Cr content (mass%)	
R5-001		39.669	
R5-026		39.664	
R5-051		39.665	
R5-073		39.661	
R5-101		39.692	(Final result)
R5-129		39.714	Correcting Cr content (mass%)
	mean=	39.678	39.691
	stdev=	0.021	
	RSD(%) =	0.053	
		0.000	

 Table 9
 Quantitative chemical analysis of Cr in Fe-Cr alloys

Sample-Cr の滴定結果の繰り返し性(単一測定に対して) (相対値): 0.053% (d.f. = 5)、

試料中のクロムの原子量の相対標準不確かさ:

```
0.001\% (d.f. = infinity).
```

 $u_{\rm c}^2(\mathbf{d}\mathfrak{M}) = (0.05)^2 + (0.001)^2 + (0.049)^2 + (0.053)^2 + (0.001)^2 = (0.088\%)^2;$ 

有効自由度 (effective d.f.):

 ${}_{\rm eff} = 0.088^4 / (0.05^4 / + 0.001^4 / + 0.049^4 / 3 + 0.053^4 / 5 + 0.001^4 / ) = 17.1 - . > 17 \ (k = 2.11)$ 

結果: Crの質量分率(%) = 39.691% ( $u_c = 0.035\%$ 、

effective d.f.=17) <--- FeCr合金 (Cr 40%)

拡張不確かさを示す場合に用いる包含係数kについて は、2を採用することとした。

(5) 定量結果

滴定法による鉄 - クロム合金中のクロムの定量分析の 結果をTable 9に示す。

3.2.2 鉄 - ニッケル合金中のニッケルの滴定法による 分析

(1) 概要

JIS G 1216-1997附属書 2<sup>11)</sup>の方法を基に、一部変更し て実施した。金属亜鉛から調製した亜鉛標準液を基準と する代わりに、ニッケル標準液を基準として鉄ニッケル 合金(ニッケルの質量分率5%~60%の5水準に対して各 6試料)中のニッケルの質量分率を求めた。それによっ て、滴定の終点決定に伴うバイアスを除くことができた。 また、ろ液中に残存するニッケル量の補正を行った。潜 在的にはパラジウムは妨害する可能性があるが、通常妨 害するほどには含まれていないので、今回定量は行わな かった。

なお、結果は同一水準内の6試料に対する平均値とし、 それらの6試料間のばらつきを含めた不確かさを見積も った。

(2) 分析手順

「試料」、「全操作標準(全ST)」(試料の代わりに1000 mg/kg ニッケル標準液を用いる)、「全操作プランク(全 BL)」(試料のないことのみが「試料」と相違)、「滴定標 準(滴ST)」(1000 mg/kg ニッケル標準液を用いて滴定段 階のみ実施)、「滴定プランク(滴BL)」(滴定段階のみの プランク)の5種類を測定した。各々の検体数は、概ね、 各々6、4、2、4、3であった。

試料に塩酸10mL、硝酸(70%)5mLを加えて加熱分解 し、静かに濃縮乾固した。放冷後、塩酸(1+1)20mLを 加えて塩類を溶解した。塩類溶解後、ろ紙5Bを用いてろ 過した。残さ処理後、主液と合わせ、一定濃度(約1000 mg/L)に希釈した。これを10mL分取し、ジメチルグリ オキシムを加えて沈殿を作った。沈殿をろ紙5Aでろ過し た。ろ液と洗浄液中のニッケルは、誘導結合プラズマ発 光分析法で定量した。ろ紙上の沈殿を溶解し、必要なら ば濃縮して滴定に供した。

滴定は、0.02-mol/L EDTAを過剰に加え、自動滴定装置 を用いて0.02-mol/L亜鉛滴定液で逆滴定した。pHは5.5± 0.2で、XOを指示薬とした。終点付近は0.01 mL単位で滴 定し、滴定曲線の最大変化の測定点を終点とした。

(3) 計算方法

結果の計算は、以下のステップ1~5の計算方法に従った。

ステップ1:亜鉛滴定液とEDTA溶液の濃度比を計算す る。

「全操作ブランク」と「滴定ブランク」の間に差が認 められないので、両者の全データを用いて

V<sub>EDTA</sub>(BL)/V<sub>Zn</sub>(BL)の平均値からC<sub>Zn</sub>/C<sub>EDTA</sub>を計算した。

 $C_{\rm Zn}/C_{\rm EDTA} = V_{\rm EDTA}({\rm BL})/V_{\rm Zn}({\rm BL})$ 

ステップ2:ステップ1の計算結果と「滴定標準」の結 果から「全操作標準」の濃度を計算する。

「滴定標準」で亜鉛滴定液とEDTA溶液を標定し、それを用いて「全操作標準」の濃度を求めることに相当する。すなわち、「滴定標準」の結果から $C_{EDTA}$ に相当する C(Tit-Std-Ni)/AM(Tit-Std-Ni) × f1の平均値を計算し、「全操作標準」の結果からAM(All-Std-Ni) × f2の平均値を計算し、「全操作標準」の濃度<math>C(All-Std-Ni)を求める。さらに ニッケル錯体の沈殿を除いた後のろ液中に残存するニッ ケル量を補正して、「全操作標準」のろ液残存補正濃度 C(All-Std-Ni/Filt-corr)を求める。

 $C(\text{All-Std-Ni}) = C(\text{Tit-Std-Ni})/AM(\text{Tit-Std-Ni}) \times \text{f1} \times$ 

AM(All-Std-Ni) × f2、

- $f1 = M(\text{Tit-Std-Ni})/[V_{\text{EDTA}}(\text{Tit-Std}) (C_{\text{Zn}}/C_{\text{EDTA}}) \\ \times V_{\text{Zn}}(\text{Tit-Std})],$
- $f2 = [V_{EDTA}(All-Std) (C_{Zn}/C_{EDTA}) \times V_{Zn}(All-Std)] /M(All-Std-Ni),$

C(All-Std-Ni/Filt-corr) = C(All-Std-Ni) + Filt-corr(All-Std-Ni),

Tit-Std-Ni標準液に対する滴定結果の繰り返し性はf1の 不確かさに相当しており、All-Std-Ni標準液に対する滴定 結果の繰り返し性はf2の不確かさに相当している。

ステップ3:ステップ1の計算結果と「滴定標準」の結 果から「試料」のニッケル量を計算する。

「滴定標準」で亜鉛滴定液とEDTA溶液を標定し、そ

れを用いて「試料」の濃度を求めることに相当する。す なわち、「滴定標準」の結果から $C_{EDTA}$ に相当する C(Tit-Std-Ni)/AM(Tit-Std-Ni)×f1の平均値を計算し(既にステップ2で計算済み)、「試料」の結果から<math>AM(Sample-Ni)/1000の平均値を計算し、「試料」 のニッケル量Amount (Sample-Ni)を求める。さらにニ ッケル錯体の沈殿を除いた後のろ液中に残存するニッケ ル量を補正して、「試料」のろ液残存補正ニッケル量 Amount(Sample-Ni/Filt-corr)を求める。

Amount(Sample-Ni) = C(Sample-Ni) × M(Sample-Ni)/1000

 $= C(\text{Tit-Std-Ni})/AM(\text{Tit-Std-Ni}) \times \text{f1} \times AM(\text{Sample-Ni})$ 

 $\times$  [f3  $\times M$ (Sample- Ni)]/1000,

f1 = M(Tit-Std-Ni)/[ $V_{EDTA}$ (Tit-Std) - ( $C_{Zn}/C_{EDTA}$ ) ×  $V_{Zn}$ (Tit-Std)],

 $f3 \times M(\text{Sample-Ni}) = [V_{\text{EDTA}}(\text{Sample}) - (C_{\text{Zn}}/C_{\text{EDTA}}) \times V_{\text{Zn}}(\text{Sample})],$ 

Amount(Sample-Ni/Filt-corr) [ = C(Sample-Ni/Filt-corr) × M(Sample-Ni)/1000 ]

= Amount(Sample-Ni) + Filt-corr(Sample-Ni)、 Tit-Std-Ni標準液に対する滴定結果の繰り返し性はf1の 不確かさに相当しており、Sample-Ni溶液に対する滴定結 果の繰り返し性はf3の不確かさに相当している。

ステップ4:鉄-ニッケル合金試料中のニッケルの質量 分率を求める。

ステップ3の計算結果Amount(Sample-Ni/Filt-corr)か ら分取率を考慮した(mass of Sample FeNi)を用いて、 鉄 - ニッケル合金試料中のニッケルの質量分率を求める。 ここで鉄 - ニッケル合金試料の密度を用いて、必要であ れば浮力補正を行う。さらにステップ2で求めたC(All -Std-Ni/Filt-corr)がニッケル標準液の濃度C(Tit-Std-Ni) とわずかに食い違っているのは、「全操作標準」と「滴定 標準」の間で滴定時の溶液組成が少し違うことに由来す る滴定終点のバイアスがあるためと考えて、補正(Ni質 量分率と補正Ni質量分率の間の差)を行う。

Mass fraction of Ni in Sample FeNi (%)

=Amount(Sample-Ni/Filt-corr) / (mass of Sample FeNi) × 100 × [C(Tit-Std-Ni) / C(All-Std-Ni/Filt- corr)]

= [C(Sample-Ni/Filt-corr) × M(Sample-Ni)/1000] / (mass of Sample FeNi) × 100 × [C(Tit-Std-Ni) / C(All -Std-Ni/Filt-corr)]

#### ステップ5:不確かさの見積もりを行う。

ステップ1で求めた $C_{Zn}/C_{EDTA}$ の不確かさは実質的に影響しない。また、C(All-Std-Ni/Filt-corr)とニッケル標準液

の濃度C(Tit-Std-Ni)の違いをステップ4で補正するので、 ステップ2で求めた「滴定標準」の繰り返し性に対応す るf1の不確かさも実質的に影響しない(極論すれば、「滴 定標準」は必要ないことにもなるが、バイアスの程度を 知るための意味はある)。さらに、ニッケル錯体の沈殿を 除いた後のろ液中に残存するニッケル量の補正量の不確 かさは、補正量がわずかであるので実質的に影響しない。 秤量に関する不確かさは、ここでは他の不確かさに比べ て小さいので考慮しない。

したがって、

 ・ニッケル標準液の濃度C(Tit-Std-Ni)の標準不確かさ ・「全操作標準」の繰り返し性(平均値に対する標準偏差) ・「試料」の繰り返し性(単一試料に対する標準偏差) ・ニッケル標準液のニッケルの原子量の標準不確かさ ・「試料」のニッケルの原子量の標準不確かさ の5要因について考慮する。ステップ1~4の計算式の 構造から考えて、合成標準不確かさを求めるためには相 対値の自乗和の平方根を計算すればよい。 (4) 不確かさの計算結果 Ni分析 (Ni - 5% 再分析): ニッケル標準液の濃度の相対標準不確かさ: 0.05% (d.f. = infinity), ニッケル標準液中のニッケルの原子量の相対標準不確か さ: 0.000% (d.f. = infinity)、 All-Std-Niの滴定結果の繰り返し性(平均値に対して) (相対值): 0.086% (d.f. = 3)、 Sample-Niの滴定結果の繰り返し性(単一測定に対して) (相対值): 0.071% (d.f. = 5)、 試料中のニッケルの原子量の相対標準不確かさ: 0.000% (d.f. = infinity).  $u_c^2$ (相対%) =  $(0.05)^2 + (0.000)^2 + (0.086)^2 + (0.071)^2 +$  $(0.000)^2 = (0.122\%)^2$ ; 有効自由度 ( effective d.f. ):  $_{\rm eff} = 0.122^4 / (0.05^4 / + 0.000^4 / + 0.086^4 / 3 +$  $0.071^{4}/5 + 0.000^{4}/) = 9.5 \dots > 9 \quad (k = 2.26)$ 結果:Niの質量分率(%) = 5.039% ( $u_c = 0.006\%$ 、 effective d.f. = 9) <--- FeNi合金(Ni 5%) Ni分析 (Ni - 10% 再分析): ニッケル標準液の濃度の相対標準不確かさ: 0.05% (d.f. = infinity), ニッケル標準液中のニッケルの原子量の相対標準不確か

さ: 0.000% (d.f. = infinity)、

All-Std-Niの滴定結果の繰り返し性(平均値に対して) (相対値): 0.014% (d.f. = 3)、

Sample-Niの滴定結果の繰り返し性(単一測定に対して) (相対值): 0.208% (d.f. = 5)、 試料中のニッケルの原子量の相対標準不確かさ: 0.000% (d.f. = infinity).  $u_{c}^{2}(\mathbf{H}\dot{\mathbf{y}}\%) = (0.05)^{2} + (0.000)^{2} + (0.014)^{2} + (0.208)^{2} + (0.208)^{2}$  $(0.000)^2 = (0.214\%)^2;$ 有効自由度 (effective d.f.):  $_{\rm eff} = 0.214^4 / (0.05^4) + 0.000^4 + 0.014^4 / 3 +$  $0.208^{4}/5 + 0.000^{4}/) = 5.6 \dots > 5 \quad (k = 2.57)$ 結果:Niの質量分率(%) = 10.053% ( $u_c = 0.022\%$ 、 effective d.f. = 5) <--- FeNi合金(Ni 10%) Ni分析 (Ni-20% 分析): ニッケル標準液の濃度の相対標準不確かさ: 0.05% (d.f. = infinity), ニッケル標準液中のニッケルの原子量の相対標準不確か さ: 0.000% (d.f. = infinity)、 All-Std-Niの滴定結果の繰り返し性(平均値に対して) (相対値): 0.074% (d.f. = 3)、 Sample-Niの滴定結果の繰り返し性(単一測定に対して) (相対值): 0.170% (d.f. = 5)、 試料中のニッケルの原子量の相対標準不確かさ: 0.000% (d.f. = infinity).  $u_c^2$ (相対%) =  $(0.05)^2 + (0.000)^2 + (0.074)^2 + (0.170)^2 +$  $(0.000)^2 = (0.192\%)^2$ ; 有効自由度 (effective d.f.):  $_{\rm eff} = 0.192^4 / (0.05^4 / + 0.000^4 / + 0.074^4 / 3 +$  $0.170^{4}/5 + 0.000^{4}/) = 7.7 \dots > 7 \quad (k = 2.36)$ 結果:Niの質量分率(%) = 20.022% ( $u_c = 0.038\%$ 、 effective d.f. = 7) <--- FeNi合金(Ni 20%) Ni分析 (Ni-40% 分析): ニッケル標準液の濃度の相対標準不確かさ: 0.05% (d.f. = infinity), ニッケル標準液中のニッケルの原子量の相対標準不確か さ: 0.000% (d.f. = infinity)、 All-Std-Niの滴定結果の繰り返し性(平均値に対して) (相対値): 0.039% (d.f. = 3)、 Sample-Niの滴定結果の繰り返し性(単一測定に対して) (相対值): 0.095% (d.f. = 5)、 試料中のニッケルの原子量の相対標準不確かさ: 0.000% (d.f. = infinity).

 $u_c^2(\mathbf{H}\dot{\mathbf{y}}\%) = (0.05)^2 + (0.000)^2 + (0.039)^2 + (0.095)^2 + (0.000)^2 = (0.114\%)^2;$ 

有効自由度 (effective d.f.):  $_{\rm eff} = 0.114^4 / (0.05^4 / + 0.000^4 / + 0.039^4 / 3 +$  $0.095^{4}/5 + 0.000^{4}/$  ) = 9.9 ---> 9 (k = 2.26) 結果:Niの質量分率(%) = 39.916% ( $u_c = 0.046\%$ 、 effective d.f. = 9) <--- FeNi合金(Ni 40%) Ni分析 (Ni - 60% 再分析): ニッケル標準液の濃度の相対標準不確かさ: 0.05% (d.f. = infinity), ニッケル標準液中のニッケルの原子量の相対標準不確か さ: 0.000% (d.f. = infinity)、 All-Std-Niの滴定結果の繰り返し性(平均値に対して) (相対值): 0.013% (d.f. = 3)、 Sample-Ni の滴定結果の繰り返し性(単一測定に対して) (相対值): 0.090% (d.f. = 5)、 試料中のニッケルの原子量の相対標準不確かさ: 0.000% (d.f. = infinity).  $u_{c}^{2}(\mathbf{H}\dot{\mathbf{y}}\%) = (0.05)^{2} + (0.000)^{2} + (0.013)^{2} + (0.090)^{2} +$  $(0.000)^2 = (0.104\%)^2$ ; 有効自由度 ( effective d.f. ):  $_{\rm eff} = 0.104^4 / (0.05^4 / + 0.000^4 / + 0.013^4 / 3 +$  $0.090^{4}/5 + 0.000^{4}/) = 8.9 \dots > 8 \quad (k = 2.31)$ 結果:Niの質量分率(%) = 60.067% ( $u_c = 0.062\%$ ) effective d.f. = 8) <--- FeNi合金 (Ni 60%) 拡張不確かさを示す場合に用いる包含係数kについて は、2を採用することとした。 (5) 定量結果 滴定法による鉄 - ニッケル合金中のニッケルの定量分 析の結果をTable 10に示す。 3.3 EPMA測定

3.3.1 測定手順

EPMA測定の前処理として、フェノール樹脂に埋め込み、エメリー研磨紙、ダイヤモンドペースト、アルミナ 研磨剤を用い鏡面研磨を行った。研磨後試料をフェノー ル樹脂から取り出し、アセトン中で超音波洗浄した後、 EPMA測定に供した。

測定データは、クロム、ニッケルおよび鉄の特性X線 強度、バックグラウンドX線強度、さらに取得したX線強 度の信頼性を確認するための補足的なデータ(使用した 分光結晶、ピーク測定位置、バックグラウンド測定位置、 照射電流値等)である。

Specimen	Ni in precipitate (g)	Ni in filtrate (mg)	Total Ni (g)	Ni content	
N1-001	0.010408	0.057	0.010465	5 0390	
N1-026	0.010185	0.068	0.010253	5.0466	
N1-051	0.010384	0.054	0.010438	5.0369	
N1 073	0.000822	0.052	0.009874	5.0307	
N1-073	0.009822	0.055	0.009874	5.0400	(Final result)
N1-101 N1 120	0.010220	0.055	0.010273	5.0371	Correcting Ni content
INI-129	0.009787	0.005	0.009830	5.0364	5.020
			mean=	5.0398	5.039
				0.0036	
			KSD(%)=	0.0712	
Spaaiman	Ni in proginitate $(a)$	Ni in filtrata (mg)	Total Ni (a)	Ni content	7
N2 001			0.000560	10.0242	
N2-001	0.009477	0.085	0.009360	10.0343	
N2-026	0.010321	0.080	0.010401	10.0708	
N2-051	0.010063	0.079	0.010142	10.0408	
N2-073	0.010063	0.083	0.010147	10.05/0	
N2-101	0.010005	0.075	0.010080	10.0345	(Final result)
N2-129	0.009934	0.077	0.010011	10.0101	Correcting Ni content
			mean=	10.0412	10.053
			stdev=	0.0209	
			RSD(%)=	0.2082	
1			1		-
Specimen	Ni in precipitate (g)	Ni in filtrate (mg)	Total Ni (g)	Ni content	_
N3-001	0.010091	0.056	0.010147	20.0427	
N3-026	0.010033	0.052	0.010085	19.9599	
N3-051	0.010627	0.059	0.010686	20.0297	
N3-073	0.010080	0.052	0.010131	20.0021	
N3-101	0.009951	0.045	0.009997	20.0128	(Final result)
N3-129	0.010254	0.053	0.010307	19.9635	Correcting Ni content
			mean=	20.0018	20.022
			stdev=	0.0340	
			RSD(%)=	0.1702	
	-	-			_
Specimen	Ni in precipitate (g)	Ni in filtrate (mg)	Total Ni (g)	Ni content	
N4-001	0.009889	0.024	0.009913	39.9324	
N4-026	0.009889	0.022	0.009912	39.9112	
N4-051	0.010112	0.027	0.010138	39.8901	
N4-073	0.010275	0.021	0.010296	39.8627	
N4-101	0.010182	0.021	0.010203	39.8860	(Final result)
N4-129	0.010018	0.023	0.010041	39.8242	Correcting Ni content
			mean=	39.8844	39.916
			stdev=	0.0378	
			RSD(%)=	0.0948	
Specimen	Ni in precipitate (g)	Ni in filtrate (mg)	Total Ni (g)	Ni content	
N5-001	0.010114	0.038	0.010152	60.0179	]
N5-026	0.009985	0.045	0.010030	60.0873	
N5-051	0.010008	0.042	0.010051	60.0084	
N5-073	0.009739	0.044	0.009783	60.0563	
N5-101	0.010184	0.043	0.010227	60.0105	(Final result)
N5-129	0.010605	0.042	0.010648	59.9283	Correcting Ni content
			mean=	60.0181	60.067
			stdev=	0.0538	
			RSD(%)=	0.0897	
			1		

Table 10 Quantitative chemical analysis of Ni in Fe-Ni alloys

EPMA測定には、日本電子株式会社製JXA-8800を用いた。なお、測定に当たっては、試料を装置にセットした後、試料室の真空が3×10<sup>-6</sup>Torr以下となってから、電子ビームを発生させ、照射電流値をFaraday cupで測定し、変動が0.3%/hr以下であることを確認して測定を開始した。また、試料交換毎に測定特性X線のピーク位置をスペクトルから確認した。

3.3.2 測定条件の設定

(1) ピークおよびバックグランドの設定

特性X線ピーク位置の設定:分析する特性X線スペクト ルでX線強度が最大となる位置を特性X線ピーク位置と した。Fig.10に特性X線スペクトル例を示す。

バックグラウンド測定位置の設定:特性X線ピーク位 置の両端で、原則、特性X線ピーク強度の2%以下になる ところとした。鉄-クロム系、鉄-ニッケル系では、そ れぞれのピークの近傍にバックグラウンド測定に影響を 及ぼす他のピークが存在しないことから、いずれもX線 強度が下がりきって一定値となるところとした。それぞ れのバックグラウンド測定位置での、特性X線ピーク強 度に対するバックグラウンドX線強度はCr1.1%、Ni0.5%、 Fe0.7%である。

得られた低角側、高角側でのバックグラウンド測定位 置のX線強度から下式によりバックグラウンド強度*I<sub>BG</sub>を* 求めた。

$$I_{BG} = \frac{I_{BG+}L_{BG-} + I_{BG-}L_{BG+}}{L_{BG+} + L_{BG-}}$$

*I<sub>BG+</sub>、I<sub>BG-</sub>*:低角側、高角側でのバックグラウンドのX線 強度

 $L_{BG+}$ 、 $L_{BG-}$ : ピークとバックグラウンド測定位置の距離



Fig.10 Characteristic X-ray spectrum

(2) 分析位置の設定

表面酸化物除去層の影響をなくすため、Fig.11に示す ように試料外周面から一定距離内部でほぼ均等に20の 測定位置で点分析を行った。研磨傷等がある場合は、測 定に影響を及ぼさないように、傷から100µm以上離れた ところを測定位置とした。

得られたデータについて、以下に示す不感時間補正、 照射電流値補正を行った。

不感時間補正による計数率 (I<sub>cbs</sub>) は、次式で得られる。

$$I_{cps} = \frac{X/t}{1 - \tau X/t}$$

Xは計測X線のカウント数、tは計測時間、 tは不感時間 (JXA-8800では1.1µs)である。

各測定における X線カウント数について下式に基づ いて照射電流値補正を行った。

$$I_{cps2} = I_{cps} \cdot \frac{I_0}{I_m}$$



Fig.11 Measurement position

 $I_{cps2}$ は照射電流値補正後のX線カウント数、 $I_{cps}$ は不感時間補正後のX線カウント数、 $I_m$ は照射電流値、 $I_0$ は設定電流値である。

また、個々の測定において、平均値から3σ(標準偏差) 以上はずれたデータは除外した。鉄-クロム系及び鉄-ニッケル系において、異常値の処理を行ったのは、 Fe-5%Crで1点だけであった。つまり、分析点計1200点中 の1点である。このことから、任意の試料、測定点にお いて、異常値を示す確率は非常に低いといえる。 (3) ビーム径の決定

ビーム径は、めっき層垂直断面試料(ニッケルめっき 鉄板)を対象に電子線を層間に直角に横切らせた際の構 成元素(Ni又はFe)特性X線強度プロファイルを計測し、 最大強度の84%から16%に減少する間の距離で定義し た。加速電圧20kV、照射電流値10nA、ビーム径設定値2µm での測定結果をFig.12に示す。特性X線強度プロファイル から算出したビーム径は、1.1µmであった。

- 測定条件は以下のように設定した。
- 加速電圧: 20kV (Fe-Cr系、Fe-Ni系)
- 照射電流: 10nA (Fe-Cr系、Fe-Ni系)

各試料の測定中は安定であること (0.3%/hr以下)。

電流の絶対値は、Faraday cupを用いて測定する。 ビーム径:直径1.1µm (実測値)(測定法は前述)

使用分光結晶:LiF

先に述べたピーク及びバックグラウンド の設定に従いピーク測定位置を決定した。

積算時間:5sec

繰り返し:5回/点

バックグラウンド測定:先に述べたピーク及びバックグ ラウンドの設定に従いバックグラウンド 測定位置を決定した。測定条件は特性X 線測定と同じ条件である。



Fig.12 Line image of the vertical section of Ni plated iron

3.3.3 EPMAの測定値に及ぼす種々の要因の評価(1) ビーム径の影響

EPMAで用いられている波長分散型X線分光器におい て、正確に測定するためには、X線取り出し角を一定に 保つことが必要である。このためには、試料位置の高さ を正確に合わせるとともに、ビーム径をある程度小さく する必要がある。適当な測定ビーム径を決定するために、 ビーム径を変化させてFe-20%Crについて分析を行った。 測定条件は、加速電圧20kV、照射電流値10nA、積算時間 2sec、繰り返し5回/点、測定点20点、ビーム径0.7µm、1.1µm、 1.4µmとした。結果をTable 11に示す。

測定結果は、同一試料の同一面の分析結果であるが、 それぞれ異なる20点を測定しているため、試料の分析位 置によるばらつきも含んでいる。いずれの場合も、変動 係数は0.5%以下となり、いずれのビーム径も十分小さい といえる。すなわちこの範囲のビーム径の差は測定値に 影響を及ぼさないことが分かる。以上の結果から、測定 に用いるビーム径は実際の未知試料分析の条件も考慮し て1.1µmとした。

(2) 測定値の変動

前に述べたEPMA測定からの試料の分散の算出では、 分析点における繰り返し測定を行い、測定の分散等を求 めている。しかしEPMAの特性X線測定では、汚染速度は 装置に依存するが、電子ビーム照射部における汚染によ る影響(炭素の増加)を受ける。すなわち、電子ビーム を連続して同一場所に照射すると、照射時間とともに炭 素の特性X線の強度が徐々に強くなる。このことは、同 一点の繰り返し測定にて繰り返し回数が増えるに連れ、 繰り返し測定誤差に加えて汚染による炭素の増加の影響 を受け、正確な繰り返し測定誤差評価ができない場合が ある。特に測定対象元素が炭素の場合、この汚染は無視 できないものである。Table12に繰り返し測定における標 準偏差を示す。通常、特性X線の発生強度はポアソン分 布に従うと考えられるため、理想的には繰り返し測定値 の標準偏差は平均特性X線強度の平方根の値となる。こ の表に示したように、繰り返し測定における標準偏差と 特性X線強度の平方根にほとんど差が見られないことか ら、測定対象としているCr、Niのような重元素では、今 回用いた測定条件においては、繰り返し測定によるCr、 Niの強度の減少は認められず、汚染による炭素の増加が 与える影響は無視できる程度であった。なお、繰り返し 測定誤差の変動係数は、1.50%(R1)、0.96%(R2)、0.95%(R3)、 0.83%(R4), 0.60%(R5), 1.42%(N1), 1.09(N2), 0.94%(N3), 0.63%(N4)、0.47%(N5)であった。

Position	0.7µm	1.1µm	1.4µm
1	5593.0	5612.5	5634.8
2	5591.4	5597.9	5642.8
3	5594.3	5603.5	5645.8
4	5605.2	5604.1	5644.5
5	5606.1	5599.4	5648.1
6	5603.8	5603.1	5656.0
7	5608.3	5592.1	5650.5
8	5593.7	5563.8	5645.9
9	5601.5	5564.1	5634.8
10	5609.1	5567.1	5650.8
11	5595.5	5572.8	5645.9
12	5610.5	5560.2	5629.0
13	5598.8	5552.6	5644.3
14	5602.7	5555.0	5649.7
15	5625.7	5562.8	5632.9
16	5610.6	5534.6	5638.4
17	5622.0	5560.7	5627.3
18	5621.5	5551.5	5633.8
19	5617.7	5548.8	5630.4
20	5624.3	5548.1	5631.7
Mean	5606.8	5572.7	5640.9
Standard deviation(SD)	10.94	23.56	8.47
Coefficient of variance(CV)(%)	0.20	0.42	0.15

Table 11 Cr-K $\alpha$  intensity in various beam diameters

(注)今後、標準偏差(standard deviation)と変動係数(coefficient of variation)をそれぞれSDとCVと表記する。

Table 12	Standard deviation	of characteristic X-ray	v intensity in the	EPMA repe	titive measurement
----------	--------------------	-------------------------	--------------------	-----------	--------------------

Sample	Standard deviation of repeat the measurement	Mean	Square root of the mean
R1	60.0	3993.0	63.2
R2	105.2	10918.0	104.5
R3	134.8	14159.5	119
R4	168.1	20341.7	142.6
R5	156.8	26145.2	161.7
N1	46.0	3233.4	56.9
N2	68.0	6256.1	79.1
N3	116.5	12436.0	111.5
N4	159.9	25210.5	158.8
N5	184.0	38896.5	197.2

3.3.4 EPMAによる測定結果

各クロム及びニッケル濃度の合金から切り出した切り 出し位置がほぼ均等となるようサンプリングした6個の 試料についてのEPMA測定結果の一例(不感時間補正後 のCr及びNi Kα特性X線強度)をTable 13,14及びFig.13,14 に示す。表中の001、026、051、073、101及び129は試料 番号を示している。

また、EPMAデータの統計処理のために必要な測定(6 個のサンプル対し、各サンプル20点、5回繰り返し測定) の繰り返し精度をみるために、Fe-20%Niの6個の試料に ついて、再測定を行った。測定条件、測定点は1、2回目 とも同様である。EPMA測定1回目と2回目の平均値及び 変動係数ともに、ほぼ一致した(Table 15参照)。後で述 べるEPMAによる不確かさの評価の手法を用いて求めた EPMA測定値の平均値の標準不確かさの値も、1回目が 0.0420、2回目が0.0415とほぼ一致した。このことはEPMA による測定は十分な繰り返し精度を有していることを示 している。

#### 3.3.5 EPMA測定データの統計解析

第2章で述べたようにEPMA測定から求める試料間、 分析点間、及び繰り返し測定の分散は、以下の様にして 算出できる。

任意に選んだ試料i内の任意の分析点jにおいてk回目 の測定値をWinkとすると、測定値全体の平均値 W とその 分散  $\sigma_{\pi\pi}^2$  は以下のようになる。

$$\overline{W} = \frac{1}{n_s n_p n_E} \sum_{i=1}^{n_s} \sum_{j=1}^{n_p} \sum_{k=1}^{n_E} W_{ijk}$$
$$\sigma_{\overline{W}}^2 = \frac{\sigma_s^2}{n_s} + \frac{\sigma_p^2}{n_s n_p} + \frac{\sigma_E^2}{n_s n_p n_E}$$

ここで $\sigma_s^2$ 、 $\sigma_p^2$ 、 $\sigma_z^2$ は試料間、分析点間及び繰り返し 測定の分散であり、それぞれの分散の値は、測定値から 分散分析により求められる。

EPMA測定結果(平均ピーク強度と平均バックグラウ ンド強度)と化学分析結果から求めた各合金の変換係数 C及びEPMA測定結果の分散分析により求めたそれぞれ の分散値から得られるEPMA測定の平均値の標準偏差を Table 16に示す。

鉄-クロム系及び鉄-ニッケル系における、ニッケル 及びクロム濃度による変換係数Cの変化をFig.15に示す。 鉄-クロム系では、クロム濃度の増加とともに、変換係 数Cは減少した。これは、主に鉄濃度の減少に伴い、ク ロムに対するFe Kαによる蛍光励起が減少したためであ る。一方、鉄 - ニッケル系では、ニッケル濃度の増加に 伴い、変換係数Cは増加した。これは、ニッケル濃度の 増加(鉄の減少)に伴う、Ni Kαの鉄による吸収の減少 によるものである。参考までにZAF法による計算結果 (Cr:40%、Ni:60%の値を一致させた)も計算値を点線で 示した。

Table 13 Measure	able 13 Measured values of K3 sample by EPMA (Cr-K& intensity after correction) (count)									
Position	001	026	051	073	101	129				
1	14105.4	14282.1	14132.2	14143.1	14114.8	14073.8				
2	14173.1	14166.6	14065.8	14161.2	14171.4	14114.6				
3	14050.8	14056.0	14039.2	14235.8	14116.2	14105.6				
4	14249.3	14033.2	14083.5	14201.6	14124.5	14161.2				
5	14187.9	14100.4	14159.8	14157.9	14216.6	14246.8				
6	14256.1	14140.5	14300.8	13976.7	14271.6	14300.2				
7	14160.3	14240.0	14111.0	14122.8	14203.9	14221.7				
8	14115.3	14086.2	14087.6	14185.8	14195.5	14349.6				
9	14101.9	14147.6	14132.2	14108.9	14247.2	14062.4				
10	14204.5	14162.8	14114.2	14235.1	14270.8	14112.5				
11	14129.5	14151.3	14195.4	14017.6	14249.5	14141.7				
12	13986.1	14119.5	14016.6	14239.5	14147.8	14210.7				
13	14224.6	14144.9	14048.4	14147.5	14229.9	14246.0				
14	14172.2	14196.9	14248.3	14135.3	14064.6	14192.4				
15	14055.7	14161.6	14187.5	14221.1	14197.1	14151.1				
16	14114.4	14093.4	14117.9	14097.0	14245.8	14282.2				
17	14126.4	14103.3	13992.0	14181.8	14042.9	14263.2				
18	14235.6	14184.0	14264.0	14295.0	14156.3	14198.4				
19	14204.4	14472.4	14120.6	14021.1	14159.0	14150.9				
20	14197.4	14234.5	14083.6	14066.2	14172.7	14177.1				
Mean	14152.6	14163.9	14125.0	14147.5	14179.9	14188.1				
SD	71.80	95.19	81.75	82.85	65.26	77.54				
CV(%)	0.51	0.67	0.58	0.59	0.46	0.55				

Position	001	026	051	073	101	129
1	12377.9	12369.1	12725.9	12489.3	12650.8	12373.5
2	12540.3	12090.1	12134.5	12255.2	12677.2	12443.5
3	12464.9	12076.6	12475.6	12418.8	12060.3	12741.5
4	12352.6	12127.6	12692.0	12755.6	12227.0	11934.5
5	12524.0	12658.8	12110.1	12374.7	12700.3	12366.6
6	12665.8	12739.3	12675.2	12869.8	11967.1	12655.2
7	12576.0	12209.0	12835.8	12871.3	12339.4	12794.7
8	12572.5	12241.0	12669.2	12727.9	12466.2	11987.4
9	12774.1	12093.9	12094.6	12377.5	12517.9	12070.9
10	12613.5	12002.6	12350.7	12467.6	12501.8	12916.6
11	12436.6	12181.1	12854.3	12170.4	12788.6	12806.1
12	12350.3	12345.1	12860.4	12074.6	12008.3	12111.6
13	12177.9	12718.2	11984.6	12156.4	12281.2	12108.2
14	12477.2	12609.8	12291.5	12766.8	12456.9	12648.2
15	12610.9	12325.0	12183.3	12049.0	12845.1	12470.8
16	12268.7	12344.5	12412.4	12692.1	12795.3	12728.0
17	12360.0	11992.3	12166.4	12350.6	11927.5	12925.7
18	12005.9	12135.7	12711.5	12708.2	12605.8	12761.4
19	12335.3	12704.2	12693.1	12554.3	11905.7	12321.7
20	12743.5	12587.3	12119.4	12078.1	12605.5	12795.2
Mean	12461.4	12327.6	12452.0	12460.4	12416.4	12498.1
SD	189.66	254.95	298.89	273.84	309.34	323.45
CV(%)	1.52	2.07	2.40	2.20	2.49	2.59

Table 14 Measured values of N3 sample by EPMA (Ni-K $\alpha$  intensity after correction ) (count)



Fig. 13 Chromium distribution in R3(Fe-20mass%Cr) sample



Fig. 14 Nickel distribution in N3(Fe-20mass%Ni) sample

Table 15	Comparison o	f measured	l value c	of EPMA (	Fe-20mass%Ni )
----------	--------------	------------	-----------	-----------	----------------

		001	026	051	073	101	129
1st	Mean	12461.4	12327.6	12452.0	12460.4	12416.4	12498.1
	CV(%)	1.52	2.07	2.40	2.20	2.49	2.59
2nd	Mean	12500.5	12353.3	12452.4	12450.4	12385.3	12491.8
	CV(%)	1.28	2.00	2.56	2.10	2.49	2.56

	R1	R2	R3	R4	R5
Mean intensity	3992.99	10918.05	14159.50	20341.73	26145.22
BG intensity	121.92	125.50	127.26	129.60	132.58
С	774.52	721.23	706.38	677.42	655.38
Standard deviation	0.00469	0.01727	0.01328	0.02637	0.05042
	N1	N2	N3	N4	N5
Mean intensity	N1 3233.39	N2 6256.09	N3 12435.98	N4 25210.49	N5 38896.49
Mean intensity BG intensity	N1 3233.39 291.91	N2 6256.09 294.10	N3 12435.98 301.53	N4 25210.49 315.88	N5 38896.49 331.07
Mean intensity BG intensity C	N1 3233.39 291.91 583.74	N2 6256.09 294.10 593.06	N3 12435.98 301.53 606.06	N4 25210.49 315.88 623.68	N5 38896.49 331.07 642.04

Table 16 Conversion factor C and standard deviation u(x) calculated from measured value of EPMA





# 3.3.6 均質性の評価(化学分析およびEPMA測定による)

均質性については、各候補標準物質130個の試料から6 個を選び、それらの面内20箇所においてEPMAによる点 分析による測定を行い、その結果を分散分析で解析する ことにより、試料間、分析点間での均質性および測定誤 差について評価を行った。また化学分析結果についても 試料間での均質性について評価を行った。結果を以下に 示す。

(1) 鉄 - クロム系合金

EPMA測定値の分散分析結果をTable 17に示す。

この表の測定誤差、分析点間、試料間変動の平均平方の期待値は、それぞれ

 $S_E^2$ 

 $s_{E}^{2} + 5s_{P}^{2}$ 

 $s_{F}^{2} + 5s_{P}^{2} + 100s_{S}^{2}$ 

となる。ここで、 $s_{E}^{2}, s_{p}^{2}, s_{s}^{2}$ はそれぞれ測定、試料内の分析位置、試料間の分散である。

それぞれの平均平方から各分散を求めると、Table 18となる。

これから測定の分散が最も大きく、全ての試料におい て試料間の分散が最も小さいことが分かる。また、Table 19にEPMA測定と化学分析による試料間の標準偏差及び 変動係数を示す。化学分析値は補正前の値である。EPMA 測定では特性X線強度の統計的変動のため変動係数が化 学分析の変動係数より大きくなるが、EPMA測定及び化 学分析の変動係数いずれも小さい値となった。以上のこ とから、鉄 - クロム系において、EPMA測定では測定の 繰り返しによる誤差がばらつきの主な要因であり、試料 間については均質であると言える。

また、試料切り出し位置(溶解鋳造時のインゴットの 位置に相当)による違いを検討するために、以下のよう な評価を行った。切り出し位置は、001、026、051、073、 101、129である。以上の6個を上部(001、026) 中間部 (051、073)下部(101、129)の3グループに分け、一 元配置により評価を行った。その結果をTable 20に示す。 F境界値はいずれも、9.55である。R1、R2、R3、R4にお いて、グループ間の有意差は認められなかった。R5でP 値が0.04となり、有意差が認められたが、これは、他の 場合と比較して、上部と中部間のばらつきが小さい(差 が0.0015%)ためであり、下部と上部及び中部間の差は それぞれ、0.0365%、0.038%と小さい値であった。

Fe-5mass%Cr(R1)			
	Sum of squares	Degree of freedom	Mean square
Variation between specimen	16994	5	3399
Variation between position	841417	108	7791
Variation between measurement	1898890	456	4164
Fe-15mass%Cr(R2)	•		
	Sum of squares	Degree of freedom	Mean square
Variation between specimen	464821	5	92964
Variation between position	2087435	114	18311
Variation between measurement	6001028	480	12502
Fe-20mass%Cr(R3)			
	Sum of squares	Degree of freedom	Mean square
Variation between specimen	263269	5	52654
Variation between position	3613396	114	31696
Variation between measurement	9918340	480	20663
Fe-30mass%Cr(R4)	•		
	Sum of squares	Degree of freedom	Mean square
Variation between specimen	956840	5	191368
Variation between position	6771069	114	59395
Variation between measurement	15385772	480	32054
Fe-40mass%Cr(R5)			
	Sum of squares	Degree of freedom	Mean square
Variation between specimen	3275524	5	655104
Variation between position	17795173	114	156098
Variation between measurement	21803788	480	45424

### Table 17 Analysis of variance table for measurement value

Table 18 Variances among the measurements, measurement positions and specimens

	R1	R2	R3	R4	R5
Variation between specimen	0	746.5	209.5	1319.7	4990.0
Variation between position	725.3	1161.7	2206.6	5468.3	22134.6
Variation between measurement	4164.2	12502.1	20663.2	32053.6	45424.5

Table 19 Standard deviation and coefficient of variation among specimens calculated by EPMA measurements and chemical analysis EPMA peak intensity (count)

	R1	R2	R3	R4	R5
001	3995.3	10947.9	14152.6	20293.8	26143.9
026	3988.9	10897.2	14163.9	20288.4	26056.8
051	3994.2	10951.9	14125.0	20353.7	26109.1
073	3986.9	10887.8	14147.5	20346.6	26111.8
101	4003.2	10936.1	14179.9	20402.7	26295.0
129	3989.3	10887.4	14188.1	20365.1	26154.7
Mean	3992.9	10918.0	14159.5	20341.7	26145.2
SD	5.98	30.49	22.95	43.75	80.94
CV(%)	0.149	0.279	0.162	0.215	0.309

Chemical analysis (mass%)

	R1	R2	R3	R4	R5
001	5.002	14.970	19.856	29.821	39.669
026	4.999	14.966	19.853	29.834	39.664
051	5.001	14.969	19.855	29.812	39.665
073	5.002	14.964	19.862	29.816	39.665
101	5.000	14.956	19.841	29.816	39.692
129	4.993	14.961	19.852	29.809	39.714
Mean	5.000	14.964	19.853	29.818	39.678
SD	0.0034	0.0052	0.0069	0.0088	0.0205
CV(%)	0.068	0.035	0.035	0.030	0.052

K1					
Factor	Sum of squares	Dgree of freedom	Mean square	Ratio of variance	P-value
Between group	2.80E-05	2	1.40E-05	1.42	0.37
Within group	2.95E-05	3	9.83E-06		
Sum	5.75E-05	5			
R2					
Factor	Sum of squares	Dgree of freedom	Mean square	Ratio of variance	P-value
Between group	1.04E-04	2	5.22E-05	4.74	0.12
Within group	3.30E-05	3	1.10E-05		
Sum	1.37E-04	5			
R3					
Factor	Sum of squares	Dgree of freedom	Mean square	Ratio of variance	P-value
Between group	1.49E-04	2	7.47E-05	2.50	0.23
Within group	8.95E-05	3	2.98E-05		
Sum	2.39E-04	5			
R4					
Factor	Sum of squares	Dgree of freedom	Mean square	Ratio of variance	P-value
Between group	2.73E-04	2	1.36E-04	3.50	0.16
Within group	1.17E-04	3	3.90E-05		
Sum	3.90E-04	5			
R5					
Factor	Sum of squares	Dgree of freedom	Mean square	Ratio of variance	P-value
Between group	1.85E-03	2	9.26E-04	10.92	0.04
Within group	2.54E-04	3	8.48E-05		
Sum	2.11E-03	5			

 Table 20
 Analysis of variance table for sampling position

 P1

(2) 鉄 - ニッケル系合金

鉄-クロム系合金の場合と同様に鉄-ニッケル系合金 に対するEPMA測定の結果の分散分析結果をTable 21,22 に示す。

これらの結果から鉄 - クロム系と同様、試料間の分散 が最も小さいことわかる。また、Table 23にEPMA測定と 化学分析による試料間の標準偏差及び変動係数を示す。 化学分析値は補正前の値である。EPMA測定及び化学分 析の変動係数が、鉄 - クロム系の場合と比較して、大き な値となっているが、これは、上記の分散分析の結果か ら、分析位置間の分散に起因するものである。以上のこ とから、鉄 - ニッケル系において、EPMAでは分析位置 間のばらつき及び測定の繰り返し誤差がばらつきの主な 要因であり、試料間については均質であると言える。

上述の(1)と同様、試料切り出し位置による違いについ て検討を行った。評価法は前に述べたTable 20と同様で ある。結果をTable 24に示す。F境界値はいずれも、9.55 である。N1、N2、N3、N4、N5全ての試料において、グ ループ間に有意差は認められなかった。 3.3.7 特性値および不確かさの決定

第2章に述べたように合成標準不確かさ*u(W)*は、試 料間変動を含めた化学分析値の不確かさ*u*<sub>c</sub>にEPMA測 定から求めた不確かさ*u(X)*を加えたものであるから下式 で示される。

$$u(W) = \sqrt{u^2(X) + u_c^2}$$

ここで、包含係数k=2として、拡張不確かさUは、  $U=2\times u(W)$ とした。

上式に従い、各合金についても不確かさを求めると、 Table 25のようになる。

10 0111100/01(1(1))			
	Sum of squares	Dgree of freedom	Mean square
Variation between specimen	34073	5	6815
Variation between position	1136855	114	9972
Variation between measurement	1153275	480	2403
Fe-10mass%Ni(N2)			
	Sum of squares	Dgree of freedom	Mean square
Variation between specimen	464989	5	92997
Variation between position	6791240	114	59572
Variation between measurement	2515834	480	5241
Fe-20mass%Ni(N3)			
	Sum of squares	Dgree of freedom	Mean square
Variation between specimen	1749408	5	349882
Variation between position	44232723	114	388006
Variation between measurement	7363561	480	15341
Fe-40mass%Ni(N4)			
	Sum of squares	Dgree of freedom	Mean square
Variation between specimen	1163951	5	232790
Variation between position	63888838	114	560428
Variation between measurement	13812931	480	28777
Fe-60mass%Ni(N5)			
	Sum of squares	Dgree of freedom	Mean square
Variation between specimen	1719443	5	343889
Variation between position	6308641	114	55339
Variation between measurement	18553344	480	38653

#### Table 21 Analysis of variance table for measurement value Fe-5mass%Ni(N1)

Table 22 Variances among the measurements, measurement positions and specimens

	N1	N2	N3	N4	N5
Variation between specimen	0	334.2	0	0	2885.4
Variation between position	1513.9	10866.1	74533.1	106330.2	3337.2
Variation between measurement	2402.6	5241.3	15340.7	28776.9	38652.7

Table 23	Standard deviation and o	coefficient of variation	among specimens	calculated by E	PMA measurements a	and chemical analysis
EPMA pe	eak intensity (count)					

	N1	N2	N3	N4	N5
001	3239.4	6299.5	12461.4	25171.4	38864.7
026	3228.9	6265.6	12327.6	25184.4	38899.5
051	3223.2	6345.5	12452.0	25164.0	38918.3
073	3232.2	6225.9	12460.4	25280.2	38841.1
101	3230.1	6219.7	12416.4	25259.1	39000.8
129	3246.4	6249.7	12498.1	25203.8	38854.6
Mean	3233.3	6267.6	12435.9	25210.4	38896.4
SD	8.26	47.85	59.15	48.25	58.64
CV(%)	0.255	0.763	0.475	0.191	0.150

#### Chemical analysis (mass%)

,	· · /				
	N1	N2	N3	N4	N5
001	5.039	10.034	20.043	39.932	60.018
026	5.045	10.071	19.960	39.911	60.087
051	5.037	10.041	20.030	39.890	60.008
073	5.041	10.057	20.002	39.863	60.056
101	5.037	10.035	20.013	39.886	60.011
129	5.038	10.010	19.964	39.824	59.928
Mean	5.039	10.041	20.002	39.884	60.018
SD	0.0029	0.0209	0.0340	0.0378	0.0538
CV(%)	0.057	0.208	0.170	0.095	0.090

111					
Factor	Sum of squares	Dgree of freedom	Mean square	Ratio of variance	P-value
Between group	1.78E-05	2	8.90E-06	1.14	0.43
Within group	2.34E-05	3	7.79E-06		
Sum	4.12E-05	5			
N2					
Factor	Sum of squares	Dgree of freedom	Mean square	Ratio of variance	P-value
Between group	1.09E-03	2	5.45E-04	1.49	0.35
Within group	1.10E-03	3	3.65E-04		
Sum	2.19E-03	5			
N3					
Factor	Sum of squares	Dgree of freedom	Mean square	Ratio of variance	P-value
Between group	7.71E-04	2	3.85E-04	0.23	0.81
Within group	5.02E-03	3	1.67E-03		
Sum	5.79E-03	5			
N4					
Factor	Sum of squares	Dgree of freedom	Mean square	Ratio of variance	P-value
Between group	4.64E-03	2	2.32E-03	2.77	0.21
Within group	2.51E-03	3	8.37E-04		
Sum	7.15E-03	5			
N5					
Factor	Sum of squares	Dgree of freedom	Mean square	Ratio of variance	P-value
Between group	7.53E-03	2	3.77E-03	1.63	0.33
Within group	6.93E-03	3	2.31E-03		
Sum	1.45E-02	5			

### Table 24 Analysis of variance table for sampling position N1

 Table 25
 Chromium and nickel contents and uncertainties(chemical analysis and EPMA measurement) of reference materials

Factor			Standard uncertainty (%)						
	Factor	R1	R2	R3	R4	R5			
	Cr content (mass%)	4.998	14.964	19.865	29.837	39.691			
Chemical		0.004	0.009	0.014	0.024	0.035			
analysis	Concentration of standard solution*	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05			
	Mean value <sup>*</sup>	0.026	0.012	0.033	0.054	0.049			
	Specimen*	0.065	0.036	0.035	0.029	0.053			
	Atomic weight of standard solution <sup>*</sup>	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001			
	Atomic weight of specimen*	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001			
EPMA mea	surement	0.005	0.017	0.013	0.026	0.05			
Conbined standard uncertainty (mass%)		0.006	0.02	0.019	0.036	0.062			
Expanded u	uncertainty ( $k=2$ ) (mass%)	0.02	0.04	0.04	0.08	0.13			

\* : Relative uncertainty (%)

Factor			Standard uncertainty (%)						
	Factor		N2	N3	N4	N5			
	Ni content (mass%)	5.039	10.053	20.002	39.916	60.067			
Chemical		0.006	0.022	0.038	0.046	0.062			
analysis	Concentration of standard solution*	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05			
	Mean value <sup>*</sup>	0.086	0.014	0.074	0.039	0.013			
	Specimen*	0.071	0.208	0.17	0.095	0.09			
	Atomic weight of standard solution <sup>*</sup>	0	0	0	0	0			
	Atomic weight of specimen*	0	0	0	0	0			
EPMA mea	surement	0.007	0.021	0.042	0.049	0.037			
Conbined standard uncertainty (mass%)		0.009	0.03	0.057	0.067	0.073			
Expanded u	uncertaint y ( $k=2$ ) (mass%)	0.02	0.06	0.12	0.14	0.15			

\* : Relative uncertainty (%)

28

### 第4章 鉄-炭素合金標準物質

#### 4.1 候補標準物質の作製

#### 4.1.1 候補標準物質の選定

炭素鋼等低炭素濃度鉄基材料のEPMA分析への応用を 目的とするために、本標準物質では、目標とする合金元 素濃度を以下に示す通り5水準とした。

標準物質の目標合金元素濃度 (単位:質量分率) 炭素濃度 0.1% 0.2% 0.3% 0.5% 0.7%

本候補標準物質は住友金属テクノロジー(株)におい て作製された。

4.1.2 鉄-炭素合金の調製方法

(1) 工程の概要

偏析をできるだけなくすため、微量のマンガン、モリ ブデン、ホウ素等の焼き入れ性向上元素を加え、溶製し、 熱間鍛造、熱間圧延、焼き入れ熱処理を施して濃度の均 一な候補標準物質を作製した。

鉄 - 炭素系候補標準物質の記号と目標溶解成分を Table 26に示す。

(2) 溶解原料

非金属介在物の生成を抑制し且つ高純度物質を作製す るために、Table 27に示す高純度原料を所定の成分に調 合、溶解してインゴットを製造した。 (3) 鋳塊の粗鍛造

炭素を多量に含有する鋼では、凝固時に内部気泡が生 成しやすく且つこれに基づく組織の不均一も生じやすい。 そこで、これを解消するために、鉄 - 炭素系合金では鋳 塊を以下のように粗鍛造し、これらから鋳塊スラプを採 取することとした。

加熱温度 : 1,200 × 1.5 時間

鍛造寸法 : 140mm × h 230mm

すなわち、鋳塊のtop / bottom間を据え込んで内部気泡 を圧着し、その後タップ方式で周方向に鍛造し再度元の 鋳塊寸法に矯正した。

(4) 溶体化熱処理

熱処理は、高温のオーステナイト領域から急冷する、 焼き入れ熱処理を実施した。

試験片は、冷却速度を速めるため以下の小型試験片で実施した。

熱処理試験片寸法 : (T)5 × (W)70 × (L)15mm / 平板圧延板

熱処理条件をTable 28に示す。

(5) その他の製造条件

合金の溶解、鋳塊切断・切り出し、鍛造および圧延条 件などは、鉄 - クロム候補標準物質作製時と同じである。

Table 26 Composition and content of Fe-C alloys ( mass% )

	-				
	С	Mn	Mo	В	Fe
C 1	0.10	1.00	0.25	0.0015	Bal.
C 2	0.20	1.00	0.25	0.0015	Bal.
C 3	0.30	1.00	0.25	0.0015	Bal.
C 4	0.50	1.00	0.25	0.0015	Bal.
C 5	0.70	1.00	0.25	0.0015	Bal.

Table 27Raw materials in the production of Fe-C alloy ingot (mass%)

Component	Material	С	Si	Р	S	Fe	0	Others
Carbon	High-purity graphite							
Manganese	Electrolytic manganese	0.003	0.001	0.001	0.025	0.001	-	Mn: Remains
Molyddenum	Molyddenum tablet	0.001	0.005	0.003	0.003	0.012	0.089	Mo:99.80
Boron	Ferro-boron	0.028	0.38	-	-	-	-	B: 20.38

	C content (mass%)	Hea	ondition		
C 1	0.100	925	×	15min	Water quench
C 2	0.200	890	×	15min	Water quench
C 3	0.300	860	×	15min	Water quench
C 4	0.500	815	×	15min	Water quench
C 5	0.700	780	×	15min	Air cooling

Table 28 Heat treatment conditions of Fe-C alloys

#### 4.1.3 鉄-炭素合金の分析評価結果

Table 29に、鉄 - 炭素合金の化学分析結果を示し、 Fig.16に、溶体化熱処理後のミクロ組織観察結果を示す。 炭素含有量の異なるすべての供試材で目的とするマルテ ンサイトが一様に形成されている。

続いて、EPMA線分析で炭素の場所間における濃度均 一性を調査した。結果をFig.17に示すが、いずれの供試 材共に広い場所間で濃度均一性が確認された。



Fig.16 Microstructure of C3(Fe-0.3mass%C) ( Optical microscope image )

Table 25 Chemical analysis of recentless (mass/r)											
	С	Si	Mn	Р	S	Mo	solAl	insolAl	Cu	В	0
C1	0.095	0.004	0.99	< 0.001	< 0.001	0.25	< 0.001	0.002	0.001	0.0015	0.001
C2	0.197	0.005	0.98	< 0.001	< 0.001	0.25	< 0.001	0.002	0.001	0.0014	0.001
C3	0.290	0.005	0.98	< 0.001	< 0.001	0.25	< 0.001	0.002	0.001	0.0015	0.001
C4	0.468	0.005	0.99	< 0.001	< 0.001	0.25	< 0.001	0.002	0.001	0.0015	0.001
C5	0.700	0.005	0.98	< 0.001	< 0.001	0.25	< 0.001	0.002	0.001	0.0015	0.001

Table 29 Chemical analysis of Fe-C alloys (mass%)



Fig.17 EPMA line analysis of C3(Fe-0.3mass%C)

4.2 化学分析

#### 4.2.1 試料の前処理

約10×15×3mmの候補標準物質から砥石切断機等で 約1mmの厚さの板状(10×3×1mm)に切り出す。切り 出した試料をさらに清浄なボルトカッター等で約1~ 2mmのチップに切り分ける。試料表面の汚染を除去する ために、適当な溶剤(アセトン等)による洗浄を行う。

4.2.2 炭素定量分析方法<sup>12-17)</sup>

(1) 原理

試料を助燃剤とともに高周波誘導加熱炉中で精製器に より二酸化炭素を取り除いた高純度酸素ガスを流しなが ら高温に加熱して燃焼させる。炭素を二酸化炭素及び/ 又は一酸化炭素に、水素は水にそれぞれ変える。このう ち水分を除湿器で吸収・除去した後に、一酸化炭素は触 媒により二酸化炭素に変換したガスを酸素気流で搬出し てそれらの赤外線吸収量を測定する。検出器からの出力 は、マイクロコンピュータによりキャリアガス流量、二 酸化炭素濃度、二酸化炭素積算量等を演算し、質量%と して表示される。Fig.18に炭素分析装置の模式図を示す。 (2) 試薬

分析に際しては、特に述べない限り、分析用保証試薬 及び蒸留水又はそれと同等の純度をもつ水を使用する。

・酸素:純度99.99% (v/v)以上の高純度酸素

- ・適切な溶媒:試験試料の油や汚れを洗浄するのに適切 なもの、例えばアセトン
- ・過塩素酸マグネシウム[Mg(ClO<sub>4</sub>)<sub>2</sub>](脱水用):粒径
   0.7-1.2mmのもの

- ・水酸化ナトリウム[NaOH] (二酸化炭素吸収用): 粒径
   0.7-1.2mmのもの
- ・炭酸バリウム:炭酸バリウム(純度99.9%(m/m)以上、 和光純薬工業株式会社製、Lot No.DWF2099)を使用前 に105-110の温度で3時間乾燥した後、デシケーター 中で冷却する。
- ・助燃剤:炭素含有率が0.0010%(m/m)以下の粒状銅 を使用する。
- ・純鉄:炭素含有率が0.0010%(m/m)以下で既知のもの(JSS 001-5高純度鉄(C:2.1ppm))
- (3) 使用器具
- ・すずカプセル:直径約6mm、質量約0.3g及び体積約
   0.4mLで炭素含有率0.0010%(m/m)以下のもの
- ・磁器燃焼るつぼ:高周波誘導加熱炉中で燃焼に耐え得 るもの

磁器燃焼るつぼは、電気炉に入れて空気中又は酸素気 流中で、1350 で60分以上空焼きし、使用直前までデシ ケーター中に保管する。

(4) 分析操作

磁器燃焼るつぼに銅助燃剤約0.7g(注1参照)を加え、 電気炉中において600 で2分間加熱する。電気炉から取 り出し、はかり採った試料(約1g)を加えて、再び電気 炉に入れ、420 で5分間加熱する。電気炉から取り出し た後、すずカプセルを入れる。

磁器燃焼るつぼと内容物を受け台の上に載せ、燃焼位 置まで上げてシステムを閉じる。

取扱説明書に従って炉を操作する。

燃焼と測定の操作が終了した後、磁器るつぼを取り除 き、分析計の測定値を記録する。



Fig.18 Schematic illustration of carbon analysis system



Fig.19 Effect of mass of copper metal accelerator

- 注1) 助燃剤の量は、試料を完全に燃焼させるのに十分な量で なければならない。助燃剤が銅の場合、Fig.19に示すように 約0.5~1.2gの範囲において助燃剤の量が分析値に影響を及ぼ さないことが確認されたため約0.7gとした。
- (5) 試料中の炭素量の計算方法

はかり採った試料の分析計の測定値から検量線を用い て炭素量(m<sub>0</sub>)に変換する。

炭素含有率(質量百分率)(*w<sub>c</sub>*)を次の式によって算出 する。

 $w_{c} = \frac{m_{0}}{m \times 10^{3}} \times 100 = \frac{m_{0}}{10m}$  $m_{0}$  : はかり採った試料中の炭素量(mg) m : はかり採った試料の質量(g)

#### 4.2.3 検量線

(1) 検量線シリーズの調製

Table 30を参考に炭酸バリウムの質量を0.1mgのけた まではかり採り、すずカプセルに移し入れる。すずカプ セルに採った正確な炭素の質量は以下の式で求めること が出来る。

(すずカプセルに採った炭素の質量)=(炭酸バリウム はかり採り質量)×0.0609

(2) 測定

試料の分析時に加えるのと同量の0.7gの銅助燃剤を磁 器燃焼るつぼに入れ、600 で2分間加熱する。電気炉か ら取り出し、純鉄約1gを加え、再び電気炉で420 で5分 間加熱する。電気炉から取り出した後、炭酸バリウムの 入ったすずカプセルを磁器燃焼るつぼに入れる。

Table 30	Example	of the	cali	bration	series
----------	---------	--------	------	---------	--------

Mass of barium carbonate ( mg )	Mass of carbon taken in the tin capsule ( mg )
0	0
16.4	1.0
32.9	2.0
82.1	5.0
115.0	7.0
164.3	10.0

磁器燃焼るつぼと内容物は定量分析に規定してある手 順に従って処理する。

(3) 検量線の作成

検量線シリーズの各メンバーの炭素量(mg)に加えた 純鉄に含まれる炭素量(mg)を加えた値に対する検量線 シリーズの各メンバーの測定値(炭素質量)をプロット した検量線を作成する。

候補標準物質(鉄-炭素合金)の炭素量測定のため作 成した検量線をTable 31、Fig.20に示す。

Table 31 Preparation of the calibration series

Mass of carbon taken in the tin capsule ( mg )	Measured value (mg)
0.002	0.0059
0.976	1.0065
1.992	2.0936
5.011	5.1925
7.330	7.6168
8.589	8.8923
0.002	0.0044
0.988	1.0234
2.138	2.2221
4.986	5.1984
7.250	7.4717



Fig.20 Calibration curve for carbon analysis

(4) 検量線の不確かさ

1次近似を用いた検量線の値の標準不確かさ(標準偏 差)は以下のように計算することが出来る。

最小二乗法を用いて、以下の1次の検量線の場合につい て述べる。

 $y = b_0 + b_1 x$ 

ここで*x*は炭酸バリウム中の炭素量(mg)、*y*は測定で得ら れた炭素量(mg)である。

測定値yの合成標準不確かさ( $u_c(y)$ )は、一般の  $y=f(x_i)$ に対する不確かさの伝播則の式

$$u_{c}^{2}(y) = \sum_{i=l}^{N} \sum_{j=l}^{N} \frac{\partial f}{\partial x_{i}} \frac{\partial f}{\partial x_{j}} u(x_{i}, x_{j})$$
$$= \sum_{i=l}^{N} \left(\frac{\partial f}{\partial x_{i}}\right)^{2} u^{2}(x_{i}) + 2 \sum_{i=l}^{N-l} \sum_{j=i+l}^{N} \frac{\partial f}{\partial x_{i}} \frac{\partial f}{\partial x_{j}} u(x_{i}, x_{j})$$

を前式に適用して求めることが出来る。ここで*u*(*x<sub>i</sub>*, *x<sub>j</sub>*) は推定共分散である。

すなわち

 $u^{2}(y) = u^{2}(b_{0}) + u^{2}(b_{1})x^{2} + b_{1}^{2}u^{2}(x) + 2u(b_{0},b_{1})x$ ここでxの分散はyの分散に比べ十分小さいと考えられる ためu(x) = 0とし、次式のようになる。  $u^{2}(y) = u^{2}(b_{0}) + u^{2}(b_{1})x^{2} + 2u(b_{0},b_{1})x$ 

最小二乗法を適用することで、 $b_0$ 、 $b_1$ 及びそれらの推 定分散 $s^2(b_0)$ 、 $s^2(b_1)$ 、及び推定共分散 $s(b_0, b_1)$ に対し以下 の関係式が成り立つ。

$$\begin{split} b_{0} &= \frac{1}{D} \Biggl( \sum_{i=1}^{n} \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{i}^{2}} \sum_{i=1}^{n} \frac{y_{i}}{\sigma_{i}^{2}} - \sum_{i=1}^{n} \frac{x_{i}}{\sigma_{i}^{2}} \sum_{i=1}^{n} \frac{x_{i}y_{i}}{\sigma_{i}^{2}} \Biggr) \\ b_{1} &= \frac{1}{D} \Biggl( \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{\sigma_{i}^{2}} \sum_{i=1}^{n} \frac{x_{i}y_{i}}{\sigma_{i}^{2}} - \sum_{i=1}^{n} \frac{x_{i}}{\sigma_{i}^{2}} \sum_{i=1}^{n} \frac{y_{i}}{\sigma_{i}^{2}} \Biggr) \\ D &= \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{\sigma_{i}^{2}} \sum_{i=1}^{n} \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{i}^{2}} - \Biggl( \sum_{i=1}^{n} \frac{x_{i}}{\sigma_{i}^{2}} \Biggr)^{2} \\ s^{2}(b_{0}) &= \frac{1}{D} \sum_{i=1}^{n} \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{i}^{2}} \\ s^{2}(b_{1}) &= \frac{1}{D} \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{\sigma_{i}^{2}} \end{split}$$

$$s(b_0, b_1) = -\frac{1}{D} \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{\sigma_i^2}$$

*b*<sub>0</sub> : 切片

- b1 : 傾き
- n :検量線作成点数
- x<sub>i</sub>:検量線作成に使用したi番目標準物質の炭素量

 $\sigma_i^2$ :測定値 $y_i$ の分散

ここで先に作成した検量線

y = 1.035x + 0.0065

の不確かさを計算する。

ただし、測定値y<sub>i</sub>の分散(σ<sup>2</sup><sub>i</sub>)については、測定値の標 準偏差が測定値にほぼ比例すると考え、また、JISG1211 の付属書に記述されている炭素含有率に対する許容差の 値から、

 $\sigma_i = 0.0048 y_i + 0.011$ 

とし、検量線による分析値の分散を計算した。

検量線作成に使用したデータを用いて、推定分散s<sup>2</sup>(b<sub>0</sub>)、 s<sup>2</sup>(b<sub>1</sub>)、及び推定相関係数r(b<sub>0</sub>、b<sub>1</sub>)を求めると以下の結果 を得る(Table 32)。

これらの値を使用し、 $u(b_0)=s(b_0)$ 、 $u(b_1)=s(b_1)$ と置き換え て検量線による測定値の分散を以下の式で計算できる。

 $u^{2}(y) = s^{2}(b_{0}) + s^{2}(b_{1})x^{2} + 2s(b_{0})s(b_{1})r(b_{0},b_{1})x$ 

この式で計算した炭素濃度(*x*)に対する検量線の偏差 (*u*(*y*))をグラフにしたものがFig.21である。

(5) 検量線作成に使用する炭素含有基準物質について

JIS G 1211 - 炭素定量法 - (ISO 9556)には、高周波誘 導加熱炉燃焼赤外線吸収法の検量線の作成に使用する炭 素含有基準物質として、スクロース(しょ糖)炭酸パリ ウム、炭酸ナトリウムが採用されている。この内スクロ ース及び炭酸ナトリウムは溶液として微量の炭素の分析 にも使用される。そこで、検量線作成のためのこれらの

Table 32 Values of the estimated variation  $s^2(b_0)$ ,  $s^2(b_1)$  and

estimated coefficient of correlation $r(b_0, b)$					
s <sup>2</sup> (b <sub>0</sub> )	4.276E-05				
s <sup>2</sup> (b <sub>1</sub> )	9.445E-06				
$r(b_0, b_1)$	-0.5214				
D	3.401E + 09				



Fig.21 Standard deviation of measured value by calibration curve method

炭素含有試料物質3種類及び炭素粉末(純度99.99%以上) の4種類について定められた手順に従ってそれぞれ検量 線を作成した。作成した検量線をFig.22に示す。

これから基準物質の違いにより検量線の傾きが変化す ることが分かる。炭酸バリウムの傾きが最も大きく、つ いで炭素粉末、最も小さいのがスクロースと炭酸ナトリ ウム(これらには差がほとんど見られなかった)であっ た。使用した試薬の純度は、炭素粉末が99.99%以上であ るが、他は99.9%以上であり直線の違いが純度だけの影 響とは考えにくい。すなわち試薬に実際に含まれる炭素 量の違いや燃焼のプロセスの違いにより差が生じたもの と考えられるが、詳細については現在検討中である。

そこで、同じ日にスクロース、炭酸バリウム、炭酸ナ トリウムを用いてそれぞれ検量線を作成し、いくつかの 試料を定量した。定量した試料は、今回作製した鉄 - 炭 素 系 合 金 の C2 と C4 及 び LECO 社 製 の 試 料 2 種 (0.176mass%C、0.448mass%C)、日本鉄鋼認証標準物質 (JSS 151-12、0.388mass%C)である。分析結果をTable 33 に示した。

表の炭素濃度の既知の3種類の分析値は炭酸バリウム が、試料についている値と比較的一致しており、炭酸ナ トリウムとスクロースがやや高い値を示した。

これらの結果を参考にJISにも採用されている炭酸バ リウムを基準物質とした検量線法による炭素分析方法を 採用することとした。



Fig.22 Calibration curves of various carbon reference materials

#### 4.2.4 候補標準物質測定結果

各濃度の試料からそれぞれ6個サンプリングし、前に 述べた方法で炭素量を測定した結果をTable 34に示す。

	Barium carbonate	Sodium carbonate	Sucrose
C2-11	0.188	0.194	0.194
C2-11	0.188	0.194	0.193
C4-102	0.458	0.470	0.470
C4-102	0.457	0.469	0.469
LECO 0.176mass%	0.174	0.180	0.179
LECO 0.448mass%	0.446	0.457	0.457
JSS151-12 0.388mass%	0.386	0.396	0.396

Table 33 Analyzed values measured by calibration curve produced using various carbon reference materials (mass%)

Sample	Number	Mass of specimen (g)	Mass of carbon(mg)	Content(mass%)	
	001	1.0313	0.9160	0.0888	
C1	026	1.0189	0.9143	0.0897	SD
	051	1.006	0.8947	0.0889	0.0008
	073	1.0075	0.9088	0.0902	
	101	1.0787	0.9491	0.0880	Mean
	129	1.0329	0.9131	0.0884	0.0890
	001	1.0215	1.9178	0.1877	
	026	1.0628	1.9964	0.1878	SD
Ca	051	1.0177	1.9236	0.1890	0.0008
0.2	073	1.0638	2.0011	0.1881	
	101	1.0308	1.9427	0.1885	Mean
	129	1.0791	2.0140	0.1866	0.1880
	001	0.9571	2.6921	0.2813	
	026	1.027	2.8763	0.2801	SD
Ca	051	1.0063	2.8376	0.2820	0.0014
0	073	0.9605	2.7096	0.2821	
	101	0.9868	2.7739	0.2811	Mean
	129	0.9917	2.7620	0.2785	0.2808
	001	0.8995	4.1420	0.4605	
	026	0.9316	4.3011	0.4617	SD
C4	051	1.0662	4.9186	0.4613	0.0031
04	073	0.8711	4.0336	0.4630	
	101	1.029	4.6731	0.4541	Mean
	129	0.7043	3.2423	0.4604	0.4602
	001	0.9177	6.3124	0.6878	
	026	0.8628	5.8174	0.6742	SD
C5	051	0.9189	6.2897	0.6845	0.0054
	073	0.8656	5.8582	0.6768	
	101	0.7948	5.3707	0.6757	Mean
	129	0.8388	5.7058	0.6802	0.6799

Table 34 Results of quantitative carbon analysis of Fe-C alloys

- 4.2.5 分析における不確かさの評価
- (1) 不確かさの要因炭素量は、これまで述べたように高純度炭酸塩化合物

を基準物質として検量線法で求める。

このため測定値の不確かさは、

- ・測定試料の採取質量の不確かさ
- ・基準物質(炭酸バリウム)の純度の不確かさ
- ・炭素量測定に伴う不確かさ(1次近似を用いた検量線 法による測定の不確かさ)
- ・基準物質の燃焼の完全性(すべての炭素がCO<sub>2</sub>に変換 されるか)
- ・合金と基準物質の燃焼における等価性
- の各因子から成り立っていると考えられる。

ここで基準物質及び鉄 - 炭素合金の燃焼の完全性につ いては、現在のところ確認の方法がないためいずれの試 料についても炭素の燃焼は完全であると仮定し、評価は 行わないこととする。

- (2) 要因ごとの不確かさ
- (a) 測定試料採取質量の不確かさ

使用する天秤(島津製作所 AW220)の仕様によると、 標準偏差  $\sigma \leq 0.1 \text{mg}$  とあるので、この値を標準不確かさ の値とした。

(b) 基準物質(炭酸バリウム)の純度の不確かさ

検量線作成に使用した炭酸バリウムの純度は99.9%以上である。これに含まれる炭素量を計算して検量線を作成するため、炭酸バリウムの純度から生じる炭素量の不確かさを見積もる。炭酸バリウム中の炭素の割合の下限と上限は以下のようになり、

99.9%のBaCO3中の炭素の割合の下限:

 $0.999 \times 12.01/197.35$ 

99.9%のBaCO3中の炭素の割合の上限:

 $0.999 \times 12.01/197.35 + 0.001$ 

これを用いて炭素量の割合の分布を推定すると、その区間の上限は0.061795であり、下限は0.060795の一様分布と想定することが妥当であると考えられる。すなわち標準不確かさは次式で見積もることが出来る。

 $u(P_x) = (0.061795 - 0.060795) / \sqrt{3} = 0.001 / \sqrt{3} = 0.000577$  $\frac{u(P_x)}{\sqrt{3}} = \frac{0.000577}{0.0093} = 0.0093$ 

 $P_{x} = 0.061795$ 

(c)1次近似を用いた検量線法による炭素量測定値の標 準不確かさ

合金中に含まれる炭素量は、あらかじめ作成した検量 線を用いて求める。このために検量線作成には、最小二 乗1次近似を用いるが、横軸の値の不確かさは縦軸の値 の不確かさに比較してかなり小さいと考えられるため、 炭素量を求める計算における不確かさには、分析装置の 測定値の不確かさだけが影響し、検量線作成のための炭 酸バリウムのはかり採りの不確かさは影響を及ぼさない と考えて良い。また炭酸バリウムの純度による不確かさ は、横軸の一定のシフト量であるので別に考える。

1次近似を用いた検量線法による測定値の標準不確か さ *u*(*M<sub>m</sub>*) は以下のように計算することが出来る。 最小二乗法を用いて、1次の検量線を作成する。

$$y = b_0 + b_1 x$$

ここで*x*は炭酸バリウム中の炭素量(mg)、*y*は測定で得ら れた炭素量(mg)である。

この検量線を用いて鉄中の炭素量(*x<sub>pred</sub>*)を分析装置によ る測定値(*y<sub>obs</sub>*)から以下の式で求める。

 $x_{pred} = (y_{obs} - b_0) / b_1$ 

鉄中炭素量の予測値の合成標準不確かさに対する式は、 前にも述べた不確かさの伝播則による式

$$u_{c}^{2}(y) = \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} \frac{\partial f}{\partial x_{i}} \frac{\partial f}{\partial x_{j}} u(x_{i}, x_{j})$$
$$= \sum_{i=1}^{N} \left(\frac{\partial f}{\partial x_{i}}\right)^{2} u^{2}(x_{i}) + 2\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} \frac{\partial f}{\partial x_{i}} \frac{\partial f}{\partial x_{j}} u(x_{i}, x_{j})$$

を前式に適用して求めることが出来る。ここで $u(x_i, x_j)$ は推定共分散である。

すなわち

$$u^{2}(x_{pred}) = \left(\frac{1}{b_{1}}\right)^{2} u^{2}(y_{obs}) + \left(\frac{1}{b_{1}}\right)^{2} u^{2}(b_{0}) + \left(\frac{y_{obs} - b_{0}}{b_{1}^{2}}\right)^{2} u^{2}(b_{1}) + 2u(b_{0}, b_{1}) \left(\frac{y_{obs} - b_{0}}{b_{1}^{3}}\right) = \left(\frac{1}{b_{1}}\right)^{2} u^{2}(y_{obs}) + \left(\frac{1}{b_{1}}\right)^{2} u^{2}(b_{0}) + \left(\frac{x_{pred}}{b_{1}^{2}}\right)^{2} u^{2}(b_{1}) + 2u(b_{0}, b_{1}) \left(\frac{x_{pred}}{b_{1}^{2}}\right) = \left(\frac{1}{b_{1}}\right)^{2} \left\{u^{2}(y_{obs}) + u^{2}(b_{0}) + x_{pred}^{2} u^{2}(b_{1}) + 2x_{pred} u(b_{0}, b_{1})\right\}$$

最小二乗法を適用することで、先の検量線の不確かさ の計算の際に求めた $b_0$ 、 $b_1$ 及びそれらの推定分散 $s^2(b_0)$ 、  $s^2(b_1)$ 、及び推定共分散 $s(b_0, b_1)$ を使用し、 $u(b_0)=s(b_0)$ 、  $u(b_1)=s(b_1)$ と置き換えて検量線による予測値( $X_{pred}$ )を前 式に代入する。また、測定値の分散 $(u^2(y_{obs}))$ については、 先の測定値の分散の式から求め、検量線による分析値の 分散を計算する。

#### (d) 合成標準不確かさの計算

ここで先に作成した検量線を用いて標準物質を分析した場合の分析装置による測定値yから以下の式ではかり

採った試料中の炭素量 $M_{\rm m}$ を計算する。  $M_{\rm m} = (y_{obs} - 0.0065)/1.035$ 

鉄 - 炭素合金中の炭素濃度C(mass%)は、

$$C = \frac{M_m}{10M}$$

ここで、*M*<sub>m</sub>:はかり採った試料中の炭素量(mg)
 *M*:はかり採った試料の質量(g)

で与えられる。

そこで、炭素濃度の標準不確かさ*u*(*C*)は、純度の不確か さのかたよりを加え、以下のようになる。

$$\left(\frac{u(C)}{C}\right)^2 = \left(\frac{u(M_m)}{M_m}\right)^2 + \left(\frac{u(P_X)}{P_X}\right)^2 + \left(\frac{u(M)}{M}\right)^2$$

よって、合成標準不確かさは各要素の標準不確かさから 以下のようになる。

$$u(C) = C \sqrt{\left(\frac{u(M_m)}{M_m}\right)^2 + \left(0.0093\right)^2 + \left(\frac{0.0001}{M}\right)^2}$$

各試料の分析結果をTable 35,36に示す。

#### 4.3 EPMA測定

#### 4.3.1 試料前処理

前処理として、フェノール樹脂に埋め込み、240、320、 400、600番のエメリー研磨紙、粒径6μmのダイヤモンド ペースト、粒径0.3μmのアルミナ研磨剤で研磨した後、 粒径0.05μmのアルミナ研磨剤を用い鏡面研磨を行った。 研磨後試料をフェノール樹脂から取り出し、アセトンで 洗浄した後、EPMA測定に供した。

#### 4.3.2 測定手順および測定条件の設定

EPMA測定には、産業技術総合研究所の日本電子株式 会社製JXA-8800を用いた。

取得するデータは、鉄及び炭素の特性X線ピークX線強度、 バックグラウンドX線強度、さらに取得したX線強度の信頼 性を確認するための補足的なデータ(使用した分光結晶(面 間隔)、ピーク測定位置、バックグラウンド測定位置、照射 電流値等)である。測定の詳細を以下に示す。

(1) 測定手順

試料を装置に装着した後、装置の真空が3×10<sup>-6</sup>Torr以下となってから、電子ビームを発生させ、照射電流値を Faraday cupで測定し、変動が0.3%/hr以下であることを確認して以下の測定条件で測定する。

(2) 測定条件

加速電圧:15kV

照射電流: 50nA

ビーム径:直径1.6µm(実測値)

試料移動速度:2.5μm/s

データ取得時間:2 s

(3) ピーク及びバックグラウンド測定

ピーク及びバックグラウンドの測定法は以下のとおり である。

ピーク特性X線:CKα、FeKα

- ピーク位置は、試料交換毎に測定特性X 線のピーク位置を特性X線スペクトル で確認する。
- バックグラウンド:バックグラウンド測定は、純度 99.99%以上の純鉄上で分光器を C-Kαピーク波長に設定して計測す る。測定方法は、特性X線の場合と 同様とする。

(4) 分析位置の設定

熱処理による表面脱炭層の影響をなくすため、分析位 置は、Fig.23に示すように試料の外周面近傍を除き試料 面全体でほぼ均等に20の測定位置で測定した。後で述べ るが汚染の影響を低減させる目的で鉄 - クロムや鉄 - ニ ッケル合金の測定の場合と測定条件を変更し、電子ビー ム径を通常よりやや大きくし、走査速度もやや大きめに 設定し、線分析を行った。



Fig.23 Measurement position

Number	Mass of specimen(g)	Mass of Carbon(mg)	Standard deviation(mg)	Carbon content (mass%)	Standard deviation (mass%)
C1-001	1.0313	0.9160	0.01583	0.0888	0.00154
C1-026	1.0189	0.9143	0.01582	0.0897	0.00155
C1-051	1.006	0.8947	0.01574	0.0889	0.00156
C1-073	1.0075	0.9088	0.01580	0.0902	0.00157
C1-101	1.0787	0.9491	0.01597	0.0880	0.00148
C1-129	1.0329	0.9131	0.01582	0.0884	0.00153
Mean				0.0890	0.0015
C2-001	1.0215	1.9178	0.02039	0.1877	0.00200
C2-026	1.0628	1.9964	0.02077	0.1878	0.00195
C2-051	1.0177	1.9236	0.02042	0.1890	0.00201
C2-073	1.0638	2.0011	0.02079	0.1881	0.00195
C2-101	1.0308	1.9427	0.02051	0.1885	0.00199
C2-129	1.0791	2.0140	0.02085	0.1866	0.00193
Mean				0.1880	0.0020
C3-001	0.9571	2.6921	0.02419	0.2813	0.00253
C3-026	1.027	2.8763	0.02512	0.2801	0.00245
C3-051	1.0063	2.8376	0.02492	0.2820	0.00248
C3-073	0.9605	2.7096	0.02428	0.2821	0.00253
C3-101	0.9868	2.7739	0.02460	0.2811	0.00249
C3-129	0.9917	2.7620	0.02454	0.2785	0.00247
Mean				0.2808	0.0025
C4-001	0.8995	4.1420	0.03163	0.4605	0.00352
C4-026	0.9316	4.3011	0.03246	0.4617	0.00348
C4-051	1.0662	4.9186	0.03571	0.4613	0.00335
C4-073	0.8711	4.0336	0.03106	0.4630	0.00357
C4-101	1.029	4.6731	0.03441	0.4541	0.00334
C4-129	0.7043	3.2423	0.02698	0.4604	0.00383
Mean				0.4602	0.0035
C5-001	0.9177	6.3124	0.04312	0.6878	0.00470
C5-026	0.8628	5.8174	0.04048	0.6742	0.00469
C5-051	0.9189	6.2897	0.04300	0.6845	0.00468
C5-073	0.8656	5.8582	0.04070	0.6768	0.00470
C5-101	0.7948	5.3707	0.03810	0.6757	0.00479
C5-129	0.8388	5.7058	0.03988	0.6802	0.00475
Mean				0.6799	0.0047

Table 35 Standard deviation of mass and content of carbon

Number	nber Content of Rlative uncertainty(%)		Combined relative	Combined		
Nulliber	C(mass%)	C content	Mass	Purity	uncertainty(%)	uncertainty(mass%)
C1-001	0.0888	0.0173	0.0001	0.0093	0.0196	0.0017
C1-026	0.0897	0.0173	0.0001	0.0093	0.0196	0.0018
C1-051	0.0889	0.0176	0.0001	0.0093	0.0199	0.0018
C1-073	0.0902	0.0174	0.0001	0.0093	0.0197	0.0018
C1-101	0.0880	0.0168	0.0001	0.0093	0.0192	0.0017
C1-129	0.0884	0.0173	0.0001	0.0093	0.0197	0.0017
Mean	0.0890	0.0173	0.0001	0.0093	0.0196	0.0017
C2-001	0.1877	0.0106	0.0001	0.0093	0.0141	0.0027
C2-026	0.1878	0.0104	0.0001	0.0093	0.0140	0.0026
C2-051	0.1890	0.0106	0.0001	0.0093	0.0141	0.0027
C2-073	0.1881	0.0104	0.0001	0.0093	0.0139	0.0026
C2-101	0.1885	0.0106	0.0001	0.0093	0.0141	0.0027
C2-129	0.1866	0.0104	0.0001	0.0093	0.0139	0.0026
Mean	0.1880	0.0105	0.0001	0.0093	0.0140	0.0026
C3-001	0.2813	0.0090	0.0001	0.0093	0.0129	0.0036
C3-026	0.2801	0.0087	0.0001	0.0093	0.0128	0.0036
C3-051	0.2820	0.0088	0.0001	0.0093	0.0128	0.0036
C3-073	0.2821	0.0090	0.0001	0.0093	0.0129	0.0036
C3-101	0.2811	0.0089	0.0001	0.0093	0.0129	0.0036
C3-129	0.2785	0.0089	0.0001	0.0093	0.0129	0.0036
Mean	0.2808	0.0089	0.0001	0.0093	0.0129	0.0036
C4-001	0.4605	0.0076	0.0001	0.0093	0.0120	0.0055
C4-026	0.4617	0.0075	0.0001	0.0093	0.0120	0.0055
C4-051	0.4613	0.0073	0.0001	0.0093	0.0118	0.0054
C4-073	0.4630	0.0077	0.0001	0.0093	0.0121	0.0056
C4-101	0.4541	0.0074	0.0001	0.0093	0.0119	0.0054
C4-129	0.4604	0.0083	0.0001	0.0093	0.0125	0.0057
Mean	0.4602	0.0076	0.0001	0.0093	0.0120	0.0055
C5-001	0.6878	0.0068	0.0001	0.0093	0.0115	0.0079
C5-026	0.6742	0.0070	0.0001	0.0093	0.0116	0.0078
C5-051	0.6845	0.0068	0.0001	0.0093	0.0115	0.0079
C5-073	0.6768	0.0069	0.0001	0.0093	0.0116	0.0079
C5-101	0.6757	0.0071	0.0001	0.0093	0.0117	0.0079
C5-129	0.6802	0.0070	0.0001	0.0093	0.0116	0.0079
Mean	0.6799	0.0069	0.0001	0.0093	0.0116	0.0079

 Table 36
 Calculation of various uncertainties in carbon analysis

4.3.3 EPMAによる測定結果
 得られたデータは、以下の不感時間補正、照射電流値
 補正を行った。

・不感時間補正 (Dead time correction) 不感時間補正による計数率 ( $I_{cps}$ )は、次式で得られる。

 $I_{cps} = \frac{X/t}{1 - \tau X/t}$ ここで X:計測X線のカウント数 t:計測時間  $\tau$ :不感時間 (JXA-8800では  $\tau$ =1.1µs)

・照射電流値補正 各測定における照射電流値を設定電流値に換算するこ とにより補正を行った。 各炭素濃度の合金から切り出した位置がほぼ均等とな るようサンプリングした6個の試料についての結果(補 正後のCKα特性X線強度)の一例をTable 37及びFig.24に 示す。



Fig.24 Carbon distribution in C3(Fe-0.3mass%C) sample

Table 37	Measured values of C3	(Fe-0.3mass%C)	) sample by EPMA (	(C-Ka intensity after correction)	)(	count `	)
10,010,01	incubared funded of eo		building by bi the			oouno .	

Position	004	029	054	076	098	126
1	1770.6	1731.7	1910.9	1787.3	1787.9	1784.9
2	1775.6	1730.2	1897.4	1838.8	1795.4	1783.2
3	1769.9	1736.4	1876.5	1791.1	1768.2	1792.9
4	1770.6	1741.9	1885.0	1798.1	1784.7	1771.2
5	1777.2	1754.3	1821.6	1761.7	1799.7	1785.2
6	1758.7	1733.4	1847.3	1746.6	1784.1	1772.8
7	1776.6	1734.9	1837.8	1752.2	1775.0	1763.0
8	1765.8	1736.7	1834.0	1746.0	1780.0	1769.0
9	1764.8	1742.8	1805.5	1769.9	1787.0	1759.6
10	1742.7	1737.8	1799.7	1777.3	1806.0	1777.7
11	1745.2	1748.1	1777.6	1792.6	1819.4	1773.2
12	1755.8	1753.7	1770.3	1765.6	1802.7	1789.2
13	1759.2	1726.7	1912.8	1777.6	1794.3	1776.2
14	1760.3	1749.8	1883.6	1780.7	1777.0	1778.8
15	1757.0	1753.3	1880.9	1755.9	1797.4	1772.1
16	1758.7	1732.2	1879.0	1747.5	1807.7	1767.1
17	1757.2	1735.6	1851.5	1760.1	1789.7	1758.6
18	1752.4	1723.5	1771.5	1744.6	1768.7	1754.9
19	1759.0	1743.1	1784.6	1751.0	1771.2	1784.6
20	1764.3	1739.6	1799.8	1766.8	1784.8	1783.5
Mean	1762.1	1739.3	1841.4	1770.6	1789.0	1774.9
SD	9.57	8.98	47.87	23.32	13.86	10.67
CV(%)	0.54	0.52	2.60	1.32	0.77	0.60

#### 4.3.4 EPMA測定データの統計解析

第2章及び3.3.5で述べたようにEPMA測定から求める 試料間、分析点間、及び繰り返し測定の分散を計算する ことでEPMA測定の平均値の標準偏差を計算することが できる。

EPMA測定結果(平均ピーク強度と平均バックグラウンド強度)と化学分析結果から求めた変換係数C及び EPMA測定結果の分散分析から得られるEPMA測定の平均値の標準偏差をTable 38に示す。

#### 4.3.5 電子ビーム照射による表面汚染の影響の評価

前に述べたEPMA測定からの試料の分散の算出では、 分析点における繰り返し測定を行い、測定の分散等を求 めている。しかし炭素の特性X線測定では、装置に依存 するが、電子ビーム照射部における汚染による影響を受 ける。すなわち、電子ビームを連続して同一場所に照射 すると、照射時間とともに炭素の特性X線の強度が徐々 に強くなる。このことは、同一点の繰り返し測定にて繰 り返し回数が増えるに連れ、繰り返し測定誤差に加えて 汚染による炭素の特性X線の強度の増加分が加わること となり、正確な繰り返し測定誤差評価ができない。しか

Table 38 Standard deviation and variation of measured value

し汚染による炭素の表面への付着量が、純鉄を含め分析 組成範囲の合金について一定である、言い換えると表面 の単位時間当たりの汚染炭素量のばらつきが繰り返し測 定のばらつきに対して十分に小さければ、測定時間を一 定とすることで汚染の影響を除去することができる。

分析点20点について各測定5秒間の5回繰り返し測定 を行った結果をFig.25に示す。各点の測定結果とも右上 がりの傾向を示し、表面汚染の影響が見られる。

Table 38には、5回の繰り返しのデータを回帰直線で近 似したときの切片の値(汚染がない場合の炭素の特性X 線の強度と考えられる)と電子ビーム照射20秒間の汚染 によると考えられる炭素の特性X線の増加量を計算した 結果を示す。

これを見ると切片の変動に比べて増加量(回帰直線の 傾き)の変動が非常に大きいことが分かる。すなわち汚 染による炭素の特性X線の強度のばらつきの影響を無視 することはできないと判断できる。そこで、鉄-炭素合 金のEPMA測定では各点の繰り返し測定に変えて、各点 の線分析測定を行った。また汚染の影響を低減させる目 的で電子ビーム径を通常よりやや大きくし、走査速度も やや大きめに設定した。

	C1	C2	C3	C4	C5
Variation between specimen	467.5	584.3	1160.4	1698.8	73.5
Variation between position	786.3	903.7	496.0	726.7	378.8
Variation between measurement	2714.2	2792.9	2812.5	4759.4	17950.3
Measurement of EPMA(count)					
004	1362.1	1548.5	1762.1	2172.2	2545.8
029	1351.9	1584.5	1739.3	2150.4	2539.8
054	1380.7	1610.2	1841.4	2242.2	2526.4
076	1415.6	1582.2	1770.6	2234.4	2554.9
098	1376.7	1548.3	1789.0	2171.3	2553.3
126	1392.7	1595.7	1774.9	2146.9	2548.5
Mean	1380.0	1578.2	1779.5	2186.2	2544.8
Chemical analysis(mass%)	0.0890	0.1880	0.2808	0.4602	0.6799
Mean of BG	1181.8	1181.8	1181.8	1181.8	1181.8
Variance of BG	1921.5	1921.5	1921.5	1921.5	1921.5
С	2226.6	2108.6	2128.7	2182.6	2004.7
Variance	1.719E-05	2.377E-05	4.377E-05	6.094E-05	4.659E-06
Standard deviation(mass%)	0.00415	0.00488	0.00662	0.00781	0.00216



Fig.25 Repetitive measurement of X-ray intensity at same position with electron irradiation

Table 39から20秒間の表面汚染による炭素の特性X線 強度の増加量は平均約1000カウントでありほぼ直線的 に増加しているため、約50カウント/秒となる。本測定 に使用したビーム径1.6µm、試料移動速度2.5umの線分析 条件では、1点におけるビームの照射時間はおよそ0.6秒 であり、各点での汚染による炭素の特性X線強度の増加 量は約30カウントであり、X線強度の変動は理論的に計 算される標準偏差(特性X線平均強度の平方根)に比較 しても小さくなっている。線分析における50点の特性X 線強度の測定結果の一部をFig.26に示す。



Fig.26 Distribution of C-Ka intensity

Table 39 Regression coefficient of C-Ka intensity changes over the passage of time						
Sample	-	1	2	6	5	51
Position	Intercept	Slope	Intercept	Slope	Intercept	Slope
1	4374.5	896.7	4952.1	1254	4373.2	984.1
2	4281.3	1035.3	4791.3	1124.7	4389.8	922.2
3	4334.7	1048.1	4865.9	754	4321.7	977
4	4338	1087.6	4327.9	1114.8	4494.6	1005.7
5	4322.4	1123.2	4310.6	1136.2	4278.2	1196.7
6	4287.2	1064.8	4628.2	973.3	4534.1	851.5
7	4161.4	1005.4	4933.6	1167.7	4621.2	765.5
8	4228.7	895.5	4332.7	965.1	4693.7	884.2
9	4260.7	1253.1	4297.4	924	4586	968.2
10	4340.2	1097.1	4341.7	930.4	4697.7	846.9
11	4405	842.6	4408.9	2249.3	4503	861.4
12	4279.1	1042.2	4339.9	1085.5	4409.9	1054.3
13	4310.4	1041.4	4538	1101.2	4472.4	1120.1
14	4266.4	1210.1	4431	997.9	4380.3	1053.3
15	4239	1214.6	4288.3	1109.5	4480.2	1079.8
16	4478.5	951.1	4494.1	1556.3	4372.9	1080.9
17	4385.9	928.7	4370.5	979.4	4405.5	1076
18	4423.8	1001.9	4439.4	894.8	4441.7	1063.2
19	4319.3	1246.7	4155	1223.4	4351.5	1155.1
20	4489	1000.9	4262.2	1153.6	4428.7	1157.2
Mean	4326.3	1049.4	4475.4	1134.8	4461.8	1005.2
SD	82.69	117.84	235.77	310.73	116.79	119.4
CV(%)	1.91	11.23	5.27	27.38	2.62	11.88

Table 39 Regression coefficient of C-Kα intensity changes over the passage of time

4.3.6 均質性の評価(化学分析およびEPMA測定による)

均質性は、調製された130個の試料から6個を選び、 それらの面内20箇所においてEPMAによる線分析による 測定結果から検討した。また同じ数の試料について高周 波誘導加熱炉燃焼を用いた赤外線吸収法による炭素分析 も行った。EPMA測定の結果を分散分析した結果をTable 40に示す。

この表の測定誤差、分析点間、試料間変動の平均平方の期待値は、それぞれ

 $S_E^2$ 

 $s_{E}^{2} + 50s_{P}^{2}$ 

 $s_{F}^{2} + 50s_{P}^{2} + 1000s_{S}^{2}$ 

となる。ここで、 $s_{\varepsilon}^2$ ,  $s_{\rho}^2$ ,  $s_{s}^2$ はそれぞれ測定、試料内の分析位置、試料間の分散である。

それぞれの平均平方から各分散を求めると、Table 41のようになる。

Table 40 Analysis of variance table for measurement value

この結果から測定の分散が最も大きく、C3、4を除き 試料間の分散が最も小さいことが分かる。また、Table 42 にEPMA測定と化学分析による試料間の標準偏差及び変 動係数を示す。C3、4のEPMA測定の変動係数がやや大き な値を示すが、化学分析値にはそのような傾向は認めら れないため、測定誤差の影響と考えられる。これらのば らつきは、後述の特性値の不確かさと比べても大きくな いため、試料間の均質性については実用上問題のないレ ベルであると判断される。

本標準物質の値付けのための試料は、鋳造インゴット の上部から下部にかけてほぼ均等にサンプリングした。 そこでこのサンプリングの位置による試料組成のばらつ きを見るため、上、中、下の3つのグループに分け分散 分析を行った。その結果をTable 43に示す。これらの結 果、グループ間には有意な差が認められず、切り出し位 置によらず組成的に均質であることが分かる。

C1	Sum of squares	Degree of freedom	Mean square
Variation between specimen	2547601	5	509520
Variation between position	4791553	114	42031
Variation between measurement	15959627	5880	2714

C2	Sum of squares	Degree of freedom	Mean square
Variation between specimen	3161537	5	632307
Variation between position	5469384	114	47977
Variation between measurement	16422331	5880	2793

C3	Sum of squares	Degree of freedom	Mean square
Variation between specimen	5940036	5	1188007
Variation between position	3147652	114	27611
Variation between measurement	16537612	5880	2813

C4	Sum of squares	Degree of freedom	Mean square
Variation between specimen	8699476	5	1739895
Variation between position	4684626	114	41093
Variation between measurement	27985461	5880	4759

C5	Sum of squares	Degree of freedom	Mean square
Variation between specimen	552108	5	110422
Variation between position	4205667	114	36892
Variation between measurement	105547855	5880	17950

	C1	C2	C3	C4	C5
Variation between specimen	467.5	584.3	1160.4	1698.8	73.5
Variation between position	786.3	903.7	496.0	726.7	378.8
Variation between measurement	2714.2	2792.9	2812.5	4759.4	17950.3

Table 41 Variances among the measurements, measurement positions and specimens

Table 42 Standard deviation and coefficient of variation among specimens calculated by EPMA measurements and chemical analysis

EPMA peak intensity (count)

	C1	C2	C3	C4	C5	
004	1362.1	1548.5	1762.1	2172.2	2545.8	
029	1351.9	1584.5	1739.3	2150.4	2539.8	
054	1380.7	1610.2	1841.4	2242.2	2526.4	
076	1415.6	1582.2	1770.6	2234.4	2554.9	
098	1376.7	1548.3	1789.0	2171.3	2553.3	
126	1392.7	1595.7	1774.9	2146.9	2548.5	
Mean	1380.0	1578.2	1779.5	2186.2	2544.8	
SD	22.6	25.1	34.5	41.7	10.5	
CV(%)	1.64	1.59	1.94	1.91	0.41	

Chemical analysis (mass%)

	C1	C2	C3	C4	C5	
001	0.0888	0.1877	0.2813	0.4605	0.6878	
026	0.0897	0.1878	0.2801	0.4617	0.6742	
051	0.0889	0.1890	0.2820	0.4613	0.6845	
073	0.0902	0.1881	0.2821	0.4630	0.6768	
101	0.0880	0.1885	0.2811	0.4541	0.6757	
129	0.0884	0.1866	0.2785	0.4604	0.6802	
Mean	0.0890	0.1880	0.2808	0.4602	0.6799	
SD	0.0008	0.0008	0.0014	0.0031	0.0054	
CV(%)	0.93	0.43	0.48	0.68	0.79	

Factor Sum of squares		Degree of freedom	Mean square	Ratio of variance	P-value		
Between group	2.10E-06	2	1.05E-06	2.41	0.24		
Within group	1.30E-06	3	4.35E-07				
Sum	3.40E-06	5					
C2							
Factor	Sum of squares	Degree of freedom	Mean square	Ratio of variance	P-value		
Between group	1.12E-06	2	5.58E-07	0.80	0.53		
Within group	2.10E-06	3	6.99E-07				
Sum	3.22E-06	5					
C3							
Factor	Sum of squares	Degree of freedom	Mean square	Ratio of variance	P-value		
Between group	5.09E-06	2	2.55E-06	1.87	0.30		
Within group	4.07E-06	3	1.36E-06				
Sum	9.16E-06	5					
C4							
Factor	Sum of squares	Degree of freedom	Mean square	Ratio of variance	P-value		
Between group	2.69E-05	2	1.34E-05	1.87	0.30		
Within group	2.15E-05	3	7.17E-06				
Sum	4.84E-05	5					
C5	•		•				
Factor	Sum of squares	Degree of freedom	Mean square	Ratio of variance	P-value		
Between group	1.10E-05	2	5.52E-06	0.13	0.89		
Within group	1.32E-04	3	4.41E-05				
Sum	1.43E-04	5					

Table 43 Analysis of variance table for sampling position

C1

4.3.7 特性値および不確かさ決定

前に述べた各合金濃度の炭素濃度の定量分析結果は、 Table 44の通りである。

合成標準不確かさu(W)は、試料間の偏差を含めた化学 分析の不確かさ $u_e$ にEPMAの測定から求めた不確かさ  $u(X) (偏差の値 <math>\sigma_{\overline{w}}$ )を加えたものであるから

 $u(W) = \sqrt{u^2(X) + u_c^2}$ 

実際にEPMA測定によって得られた値(前表参照)を 使って不確かさの計算を行う。

(例:C5の場合の計算例)  $\overline{X}_{..} = 2544.8, n_p = 20, n_E = 50$ であるから、これらの値から $V_s$ を求めることができ、  $\overline{B} = 1181.8$ から  $C = \frac{2544.8 - 1181.8}{0.680} = 2004.7$ となる。 また  $\sigma_{\scriptscriptstyle B}^{\scriptscriptstyle 2}$  = 1921.5 であるから

 $\sigma_{\overline{w}}$  = 0.00216 を得る。

試料間の標準偏差を含めた化学分析の不確かさを考慮して、

$$u(W) = \sqrt{\sigma_{\overline{W}}^2 + u_c^2}$$
$$= \sqrt{0.0022^2 + (0.0079^2 + 0.0054^2)} = 0.0098$$

ここで、包含係数k=2とすると、拡張不確かさUは  $U = 2 \times 0.0098 = 0.0196 \cong 0.020$ (質量分率%)となる。 すなわち、この標準物質の特性値は  $0.680 \pm 0.020\%$ 

 $0.080 \pm 0.0207$ 

### と表される。

同様にして他の合金についても不確かさを求めると、 Table 45のようになる。

	Carbon content(mass%)	Relative standard uncertainty(%)	Standard uncertainty(mass%)			
C1	0.0890	0.0196	0.0017			
C2	0.1880	0.0140	0.0026			
C3	0.2808	0.0129	0.0036			
C4	0.4602	0.0120	0.0055			
C5	0.6799	0.0116	0.0079			

Table 44 Carbon contents and uncertainties by chemical analysis

Table 45 Carbon contents and uncertainties (chemical analysis and EPMA measurement) of Fe-C reference materials

	C1	C2	C3	C4	C5
Analyzed value (mass%)	0.0890	0.1880	0.2808	0.4602	0.6799
Relative standard uncertainty(%)					
Calibration curve method	0.0173	0.0105	0.0089	0.0076	0.0069
Gravimetry	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001
Purity of reagent	0.0093	0.0093	0.0093	0.0093	0.0093
Combined relative uncertainty(%)	0.0196	0.0140	0.0129	0.0120	0.0116
Combined standard uncertainty of chemical analysis(mass%)	0.0017	0.0026	0.0036	0.0055	0.0079
Standard deviation of specimen(mass%)	0.0008	0.0008	0.0014	0.0031	0.0054
Relative standard uncertainty of EPMA measurement(%)	0.0466	0.0259	0.0236	0.0170	0.0032
Standard uncertainty of EPMA measurement(mass%)	0.0041	0.0049	0.0066	0.0078	0.0022
Combined standard uncertainty(mass%)	0.00457	0.00560	0.00766	0.01006	0.00980
Expanded uncertainty(mass%)	0.009	0.012	0.016	0.020	0.020

#### まとめ

本報告では電子プローブマイクロアナライザー (EPMA)による鉄鋼中の炭素、クロム及びニッケルの 局所分析用認証標準物質の開発について、候補標準物質 の製造、化学分析及びEPMA測定によるその特性値、均 質性及び不確かさの評価法について述べた。

第1章では、本標準物質が使用されるEPMA分析につ いて原理及び装置の概要、定性及び定量分析法について 簡単に説明し、信頼性に高い定量分析における標準物質 の重要性について述べた。

第2章では、特性値及び不確かさの算出方法について 述べた。特に各合金について共通なEPMA測定による不 確かさの算出方法については詳細に記述した。

第3章では、鉄-クロム、鉄-ニッケル合金認証標準 物質の開発について候補標準物質の製造、特性値及び不 確かさの決定について述べた。得られた結果は以下の通 りである。

・クロムを約5~40 mass%含む鉄-クロム合金で試料全 体にわたり、ミクロ偏析や介在物を極力抑えた合金を 作製することが出来た。

- ・ニッケルを約5~60 mass% 含む鉄 ニッケル合金では、 低ニッケル合金でオーステナイト相が不安定なため焼 き入れ性を向上させるため炭素及びマンガンを微量添 加するとともに熱処理条件を最適化することで試料全 体にわたり、ミクロ偏析や介在物を極力抑えた合金を 作製することが出来た。
- ・クロム及びニッケルの化学分析においてクロム標準液 及びニッケル標準液を使用することで滴定の終点決定 に伴うバイアスを除くことができた。さらにニッケル の分析においては、ろ液中に残存するニッケル量の補 正を行った。これらの結果は同一水準内の6試料に対す る平均値とし、それら6試料間のばらつきを含めた不確 かさを評価した。
- ・EPMAによる測定値を統計的な手法(分散分析)を用 いて解析し、測定及び試料に起因する不確かさの評価 を行った。

第4章では、鉄-炭素合金認証標準物質の開発に関す る候補標準物質の製造、特性値及び不確かさの決定につ いて述べた。得られた結果は以下の通りである。

- ・炭素を約0.1~0.7mass% 含む鉄 炭素合金で試料全体 にわたり、均一なマルテンサイト組織にするための合 金組成及び熱処理条件を見出した。これにより炭素の ミクロ偏析を極力抑えた合金を作製することが出来た。
- ・高周波誘導加熱炉燃焼赤外線吸収法を用いる炭素分析 において、検量線の作成に使用する炭素含有標準物質 の違いによって炭素の含有量や燃焼の状態が異なり、 炭酸ガス発生量に差が生じたと考えられる現象が観察 された。詳細については検討中である。
- ・炭素分析における検量線法による測定値の不確かさの 評価の検討を行った。
- ・炭素分析結果は同一水準内の6試料に対する平均値とし、それら6試料間のばらつきを含めた不確かさを評価した。
- ・EPMAによる測定値を統計的な手法(分散分析)を用 いて解析し、測定及び試料に起因する不確かさの評価 を行った。

#### 参考文献

- 1) 笠田洋文:鳥取大学工学部技術部報告, Vol.1(2002), 35.
- 日本表面科学会編:電子プローブマイクロアナライ ザー(丸善,1998).
- 3) 標準物質の認証 一般的及び統計学的原則(JIS Q 0035:1997(ISO GUIDE 35:1989)),(財)日本規格 協会.
- 4) 飯塚幸三監修:計測における不確かさの表現のガイド(日本規格協会,2000).
- 5) EURACHEM/CITAC Guide: Quantifying Uncertainty in Analytical Measurement, (Second Edition), (2000).
- 6) J. R. Taylor : An Introduction to Error Analysis ,(1997) .
- 7) 吉澤康和:新しい誤差論(共立出版,2000),第7章, 第8章.
- 8) 例えば 日本金属学会編:金属データブック(丸善, 1993),133.

- 9) 鉄及び鋼中のクロム定量方法 (JIS G 1217-1992), 日 本規格協会.
- 10) フェロクロム分析方法 (JIS G 1313-2000), 日本規格 協会.
- 11) 鉄及び鋼 ニッケル定量方法 (JIS G 1216-1997), 日 本規格協会.
- 12) 鉄及び鋼中の炭素定量法 (JIS G1211-1995), 日本規 格協会.
- 13) 針間矢宣一:日本鉄鋼協会講演論文集, Vol.6(1993), 1286.
- 14) 猪熊康夫:日本鉄鋼協会講演論文集, Vol.6(1993), 1290.
- 15) 岡 圭一:日本金属学会報, Vol.33(1995), 258.
- 16) 針間矢宣一,岡野輝雄:鉄と鋼, Vol.66(1980), 552.
- 17) 稲本 勇:ぶんせき,(1990),328.

(付録1)回帰直線における係数の分散及び共分散

測定量XとYの間に関係式

Y = a + bX

があり、X及びYの分散がX及びYの値により異なる場合 を考える。

測定値を $x_i$ 、 $y_i$ とし、その分散を $\sigma_{x_i}^2$ 、 $\sigma_{y_i}^2$ で表し、測定値  $x_i$ 、 $y_i$ の真の値を $x_{i0}$ 、 $y_{i0}$ とする。

$$S = \sum_{i=1}^{n} \frac{(x_i - x_{i0})^2}{\sigma_{xi}^2} + \sum_{i=1}^{n} \frac{(y_i - y_{i0})^2}{\sigma_{yi}^2}$$
$$= \sum_{i=1}^{n} \frac{(x_i - x_{i0})^2}{\sigma_{xi}^2} + \sum_{i=1}^{n} \frac{(y_i - a - bx_{i0})^2}{\sigma_{yi}^2}$$

を最小にする*a、 b、 x<sub>i0</sub>*を求めればよい。 これを満たす条件は

$$\frac{\partial S}{\partial a} = \sum \frac{2}{\sigma_{yi}^2} (y_i - bx_{i0} - a) = 0$$
$$\frac{\partial S}{\partial b} = \sum \frac{2x_{i0}}{\sigma_{yi}^2} (y_i - bx_{i0} - a) = 0$$
$$\frac{\partial S}{\partial x_{i0}} = \frac{2}{\sigma_{xi}^2} (x_i - x_{i0}) + \frac{2b}{\sigma_{yi}^2} (y_i - bx_{i0} - a) = 0$$

であるから、これらの連立方程式を解けばよい。 すなわち、係数a、bは、 $x_1$ 、・・・、 $x_i$ 、 $y_i$ ・・・、 $y_i$ の関数と して表される。

係数*a* と*b*の分散*u*<sup>2</sup>(*a*)、*u*<sup>2</sup>(*b*)は、誤差の伝播法則から以下の式で与えられる。

$$u^{2}(a) = \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{\partial a}{\partial x_{i}}\right)^{2} \sigma_{xi}^{2} + \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{\partial a}{\partial y_{i}}\right)^{2} \sigma_{yi}^{2}$$
$$u^{2}(b) = \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{\partial b}{\partial x_{i}}\right)^{2} \sigma_{xi}^{2} + \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{\partial b}{\partial y_{i}}\right)^{2} \sigma_{yi}^{2}$$

一方、aとbの共分散u(a,b)は以下の式で与えられる。

$$u(a,b) = \sum \left(\frac{\partial a}{\partial x_i}\right) \left(\frac{\partial b}{\partial x_i}\right) \sigma_{xi}^2 + \sum \left(\frac{\partial a}{\partial y_i}\right) \left(\frac{\partial b}{\partial y_i}\right) \sigma_{yi}^2$$

(*X*の分散が無視できる場合、*Y*の値により*Y*の分散が異 なる時)

横軸(X)の値の分散が縦軸(Y)の値の分散に比較して無 視できる場合は、 $\sigma_{Xi}=0$ であるから、 $x_{i0}=x_i$ となり、最初 の2式から、以下の連立方程式をa、bについて解けばよ い。

$$a\sum \frac{1}{\sigma_{yi}^{2}} + b\sum \frac{x_{i}}{\sigma_{yi}^{2}} = \sum \frac{y_{i}}{\sigma_{yi}^{2}}$$
$$a\sum \frac{x_{i}}{\sigma_{yi}^{2}} + b\sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} = \sum \frac{x_{i}y_{i}}{\sigma_{yi}^{2}}$$

すなわち、以下の結果を得る。

$$a = \frac{1}{D} \begin{vmatrix} \sum \frac{y_i}{\sigma_{yi}^2} & \sum \frac{x_i}{\sigma_{yi}^2} \\ \sum \frac{x_i y_i}{\sigma_{yi}^2} & \sum \frac{x_i^2}{\sigma_{yi}^2} \end{vmatrix} = \frac{1}{D} \left( \sum \frac{x_i^2}{\sigma_{yi}^2} \sum \frac{y_i}{\sigma_{yi}^2} - \sum \frac{x_i y_i}{\sigma_{yi}^2} \sum \frac{x_i y_i}{\sigma_{yi}^2} \right) \\ b = \frac{1}{D} \begin{vmatrix} \sum \frac{1}{\sigma_{yi}^2} & \sum \frac{y_i}{\sigma_{yi}^2} \\ \sum \frac{x_i}{\sigma_{yi}^2} & \sum \frac{x_i y_i}{\sigma_{yi}^2} \end{vmatrix} = \frac{1}{D} \left( \sum \frac{1}{\sigma_{yi}^2} \sum \frac{x_i y_i}{\sigma_{yi}^2} - \sum \frac{x_i}{\sigma_{yi}^2} \sum \frac{y_i}{\sigma_{yi}^2} \right) \\ D = \begin{vmatrix} \sum \frac{1}{\sigma_{yi}^2} & \sum \frac{x_i}{\sigma_{yi}^2} \\ \sum \frac{x_i}{\sigma_{yi}^2} & \sum \frac{x_i}{\sigma_{yi}^2} \end{vmatrix} = \sum \frac{1}{\sigma_{yi}^2} \sum \frac{x_i^2}{\sigma_{yi}^2} - \left( \sum \frac{x_i}{\sigma_{yi}^2} \right)^2 \end{vmatrix}$$

#### 係数a、b分散は、誤差の伝播法則から

$$u^{2}(a) = \sum_{i=1}^{n} \left[ \left( \frac{\partial a}{\partial x_{i}} \right)^{2} \sigma_{xi}^{2} + \left( \frac{\partial a}{\partial y_{i}} \right)^{2} \sigma_{yi}^{2} \right]$$
$$u^{2}(b) = \sum_{i=1}^{n} \left[ \left( \frac{\partial b}{\partial x_{i}} \right)^{2} \sigma_{xi}^{2} + \left( \frac{\partial b}{\partial y_{i}} \right)^{2} \sigma_{yi}^{2} \right]$$

で*σ<sub>Xi</sub>=*0とおけばよいから

$$\begin{split} u^{2}(a) &= \sum_{i=1}^{n} \left( \frac{\partial a}{\partial y_{i}} \right)^{2} \sigma_{yi}^{2} = \sum_{i=1}^{n} \frac{\sigma_{yi}^{2}}{D^{2}} \left( \frac{1}{\sigma_{yi}^{2}} \sum \frac{x_{j}^{2}}{\sigma_{yj}^{2}} - \frac{x_{i}}{\sigma_{yi}^{2}} \sum \frac{x_{j}}{\sigma_{yj}^{2}} \right)^{2} \\ &= \frac{1}{D^{2}} \sum_{i=1}^{n} \left( \frac{1}{\sigma_{yi}^{2}} \left( \sum \frac{x_{j}^{2}}{\sigma_{yj}^{2}} \right)^{2} - 2 \frac{x_{i}}{\sigma_{yi}^{2}} \sum \frac{x_{j}^{2}}{\sigma_{yj}^{2}} \sum \frac{x_{j}}{\sigma_{yj}^{2}} + \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yj}^{2}} \left( \sum \frac{x_{j}}{\sigma_{yj}^{2}} \right)^{2} \right) \\ &= \frac{1}{D^{2}} \left( \sum \frac{1}{\sigma_{yi}^{2}} \left( \sum \frac{x_{j}^{2}}{\sigma_{yj}^{2}} \right)^{2} - 2 \sum \frac{x_{i}}{\sigma_{yi}^{2}} \sum \frac{x_{j}}{\sigma_{yj}^{2}} \sum \frac{x_{j}}{\sigma_{yj}^{2}} + \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yj}^{2}} \left( \sum \frac{x_{j}}{\sigma_{yj}^{2}} \right)^{2} \right) \\ &= \frac{1}{D^{2}} \left( \sum \frac{1}{\sigma_{yi}^{2}} \left( \sum \frac{x_{j}^{2}}{\sigma_{yj}^{2}} \right)^{2} - \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} \left( \sum \frac{x_{j}}{\sigma_{yj}^{2}} \right)^{2} \right) \\ &= \frac{1}{D^{2}} \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} \left( \sum \frac{1}{\sigma_{yi}^{2}} \sum \frac{x_{j}^{2}}{\sigma_{yj}^{2}} - \left( \sum \frac{x_{j}}{\sigma_{yj}^{2}} \right) \right) \\ &= \frac{1}{D^{2}} \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} \left( \sum \frac{1}{\sigma_{yi}^{2}} \sum \frac{x_{j}^{2}}{\sigma_{yj}^{2}} - \left( \sum \frac{x_{j}}{\sigma_{yj}^{2}} \right) \right) \\ &= \frac{1}{D^{2}} \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} \left( \sum \frac{1}{\sigma_{yi}^{2}} \sum \frac{x_{j}^{2}}{\sigma_{yj}^{2}} - \left( \sum \frac{x_{j}}{\sigma_{yj}^{2}} \right) \right) \\ &= \frac{1}{D} \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} \left( \sum \frac{x_{j}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} \sum \frac{x_{j}^{2}}{\sigma_{yj}^{2}} - \left( \sum \frac{x_{j}}{\sigma_{yj}^{2}} \right) \right) \\ &= \frac{1}{D} \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} \left( \sum \frac{x_{j}^{2}}{\sigma_{yj}^{2}} \sum \frac{x_{j}^{2}}{\sigma_{yj}^{2}} + \left( \sum \frac{x_{j}^{2}}{\sigma_{yj}^{2}} \right) \right) \\ &= \frac{x_{i}^{2}}{D^{2}} \left( \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} + \left( \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yj}^{2}} + \left( \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yj}^{2}} \right) \right) \\ &= \frac{x_{i}^{2}}{D^{2}} \left( \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} + \left( \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} + \left( \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yj}^{2}} + \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yj}^{2}} \right) \right) \\ &= \frac{x_{i}^{2}}{D^{2}} \left( \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} + \left( \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} + \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} + \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} + \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} + \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} \right) \\ &= \frac{x_{i}^{2}}{D^{2}} \left( \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} + \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} + \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} + \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} + \frac{x_{i}$$

$$\begin{split} u^{2}(b) &= \sum_{i=1}^{n} \left( \frac{\partial b}{\partial y_{i}} \right)^{2} \sigma_{yi}^{2} = \sum_{i=1}^{n} \frac{\sigma_{yi}^{2}}{D^{2}} \left( \frac{x_{i}}{\sigma_{yi}^{2}} \sum \frac{1}{\sigma_{yj}^{2}} - \frac{1}{\sigma_{yi}^{2}} \sum \frac{x_{j}}{\sigma_{yj}^{2}} \right)^{2} \\ &= \frac{1}{D^{2}} \sum_{i=1}^{n} \left( \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} \left( \sum \frac{1}{\sigma_{yj}^{2}} \right)^{2} - 2 \frac{x_{i}}{\sigma_{yi}^{2}} \sum \frac{1}{\sigma_{yj}^{2}} \sum \frac{x_{j}}{\sigma_{yj}^{2}} + \frac{1}{\sigma_{yi}^{2}} \left( \sum \frac{x_{j}}{\sigma_{yj}^{2}} \right)^{2} \right) \\ &= \frac{1}{D^{2}} \left( \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} \left( \sum \frac{1}{\sigma_{yj}^{2}} \right)^{2} - 2 \sum \frac{x_{i}}{\sigma_{yi}^{2}} \sum \frac{1}{\sigma_{yj}^{2}} \sum \frac{x_{j}}{\sigma_{yj}^{2}} + \sum \frac{1}{\sigma_{yi}^{2}} \left( \sum \frac{x_{j}}{\sigma_{yj}^{2}} \right)^{2} \right) \\ &= \frac{1}{D^{2}} \left( \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} \left( \sum \frac{1}{\sigma_{yj}^{2}} \right)^{2} - \sum \frac{1}{\sigma_{yi}^{2}} \left( \sum \frac{x_{j}}{\sigma_{yj}^{2}} \right)^{2} \right) \\ &= \frac{1}{D^{2}} \sum \frac{1}{\sigma_{yi}^{2}} \left( \sum \frac{1}{\sigma_{yj}^{2}} \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} - \left( \sum \frac{x_{j}}{\sigma_{yj}^{2}} \right)^{2} \right) \\ &= \frac{1}{D^{2}} \sum \frac{1}{\sigma_{yi}^{2}} \left( \sum \frac{1}{\sigma_{yj}^{2}} \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} - \left( \sum \frac{x_{j}}{\sigma_{yj}^{2}} \right)^{2} \right) \\ &= \frac{1}{D^{2}} \sum \frac{1}{\sigma_{yi}^{2}} \left( \sum \frac{1}{\sigma_{yj}^{2}} \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} - \left( \sum \frac{x_{j}}{\sigma_{yj}^{2}} \right)^{2} \right) \\ &= \frac{1}{D^{2}} \sum \frac{1}{\sigma_{yi}^{2}} \left( \sum \frac{1}{\sigma_{yj}^{2}} \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} - \left( \sum \frac{x_{j}}{\sigma_{yj}^{2}} \right)^{2} \right) \\ &= \frac{1}{D^{2}} \sum \frac{1}{\sigma_{yi}^{2}} \left( \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} + \left( \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} \right)^{2} \right) \\ &= \frac{1}{D^{2}} \sum \frac{1}{\sigma_{yi}^{2}} \left( \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} \right)^{2} \left( \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} + \left( \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} \right)^{2} \right) \\ &= \frac{1}{D^{2}} \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} \left( \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} \right)^{2} \left( \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} \right)^{2} \left( \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} \right)^{2} \right) \\ &= \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} \left( \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} \right)^{2} \left( \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} \right)^{2} \left( \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} \right)^{2} \left( \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} \right)^{2} \right) \\ &= \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} \left( \sum \frac{x_{i}^{2}}{\sigma_{yi}^{2}} \right)^{2} \left( \sum \frac{x_{i}$$

また、*aとb*の共分散*u*(*a*, *b*)は、

$$u(a,b) = \sum \left(\frac{\partial a}{\partial x_i}\right) \left(\frac{\partial b}{\partial x_i}\right) \sigma_{x_i}^2 + \sum \left(\frac{\partial a}{\partial y_i}\right) \left(\frac{\partial b}{\partial y_i}\right) \sigma_{y_i}^2$$

で*σ<sub>Xi</sub>=*0とおいて以下のようになる。

$$\begin{split} u(a,b) &= \sum \left(\frac{\partial a}{\partial y_i}\right) \left(\frac{\partial b}{\partial y_i}\right) \sigma_{yi}^2 \\ &= \frac{1}{D^2} \sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{\sigma_{yi}^2} \sum \frac{x_j^2}{\sigma_{yj}^2} - \frac{x_i}{\sigma_{yi}^2} \sum \frac{x_j}{\sigma_{yj}^2}\right) \left(\frac{x_i}{\sigma_{yi}^2} \sum \frac{1}{\sigma_{yi}^2} - \frac{1}{\sigma_{yi}^2} \sum \frac{x_j}{\sigma_{yj}^2}\right) \sigma_{yi}^2 \\ &= \frac{1}{D^2} \sum_{i=1}^n \frac{1}{\sigma_{yi}^2} \left(\sum \frac{x_j^2}{\sigma_{yj}^2} - x_i \sum \frac{x_j}{\sigma_{yj}^2}\right) \left(x_i \sum \frac{1}{\sigma_{yi}^2} - \sum \frac{x_j}{\sigma_{yj}^2}\right) \\ &= \frac{1}{D^2} \left(-\sum \frac{x_i^2}{\sigma_{yi}^2} \sum \frac{x_j}{\sigma_{yj}^2} \sum \frac{1}{\sigma_{yi}^2} + \sum \frac{x_j}{\sigma_{yj}^2} \left(\sum \frac{x_j}{\sigma_{yj}^2}\right)^2\right) \\ &= \frac{1}{D^2} \left(\sum \frac{x_i}{\sigma_{yi}^2} \left(-\sum \frac{x_i^2}{\sigma_{yj}^2} \sum \frac{1}{\sigma_{yi}^2} + \left(\sum \frac{x_j}{\sigma_{yj}^2}\right)^2\right)\right) \\ &= -\frac{1}{D} \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{\sigma_{yi}^2} \end{split}$$

#### おわりに

本標準物質の開発は、知的基盤創成・利用技術研究開発に係わる新エネルギー・産業技術総合開発機構(NEDO)委託 業務として「EPMA(電子プロープマイクロアナライザー)の定量分析法に用いる鉄基合金の標準物質作製技術開発(平 成12~13年度)」という研究課題において財団法人大阪科学技術センターに委託されて実施された研究開発の成果を基 盤にしている。また、標準物質の生産においては、産業技術総合研究所の標準物質開発担当者および鉄鋼分析分野の専 門家等から成るEPMA標準物質作製委員会を構成し、本標準物質の認証に関わる技術的な課題について検討を行った。

委員会参加外部機関は次の通りである。委員会参加機関の方々に感謝いたします。 住友金属テクノロジー(株)、川鉄テクノリサーチ(株)(株)日鐵テクノリサーチ、鋼管計測(株)、アルバック・フ ァイ(株)、大阪科学技術センター付属ニューマテリアルセンター、新エネルギー・産業技術総合開発機構(NEDO)

また、鳥取大学工学部技術部 笠田洋文氏のご厚意により、同氏の執筆論文から収録(収録にあたり同氏により一部 改訂)させていただくとともに、再発行の作業においても多大なご協力をいただきました。深く感謝いたします。

本書に記述した標準物質の開発において、梅原博行は、第4章の化学分析の実験を行った。寺内信哉は、第3章及び第 4章のEPMA測定の実験を行った。日置昭治は、第3章の化学分析の実験を行った。小島勇夫は、本書作成の統括にあた った。本報告は、寺内信哉が執筆した「鉄-クロム、鉄-ニッケル合金標準物質に関する技術報告」(所内文書)、日置 昭治が執筆した「鉄-クロム、鉄-ニッケル合金標準物質の化学分析に関する技術報告」(所内文書)、梅原博行が執筆 した「鉄-炭素合金標準物質に関する技術報告」(所内文書)を基に梅原博行がまとめたものである。

産総研計量標準モノグラフ No.4 修正版 平成 16 年 5月 初版 発行 平成 20 年 12 月 修正版 発行 独立行政法人 産業技術総合研究所 (計量標準総合センター) 〒305-8563 茨城県つくば市梅園一丁目 1 番 1 中央第 3 Tel. 029-861-4120, Fax. 029-861-4099 本誌掲載記事の無断転載を禁じます。 AIST Monograph of Metrology, No. 4 Revised Edition First edition, May 2004 Revised edition, December 2008 National Metrology Institute of Japan, National Institute of Advanced Industrial Science and Technology (NMIJ / AIST) AIST Tsukuba Central 3, Tsukuba Ibaraki, 305-8563, Japan Tel. +81-29-861-4120, Fax. +81-29-861-4099 Reproduction in whole or in part without written premission is prohibited.

印刷製本:株式会社デジタル印刷(平成20年12月)

