

# 日本人成人における秤量法によるエネルギー摂取量の推定精度

高田 和子\*<sup>1</sup>, 別所 京子\*<sup>1,\*2</sup>, 田中 茂穂\*<sup>1</sup>, 田畑 泉\*<sup>1,\*3</sup>

\*<sup>1</sup>(独)国立健康・栄養研究所健康増進プログラム \*<sup>2</sup>聖徳大学人間栄養学部 \*<sup>3</sup>立命館大学スポーツ健康科学部

【目的】秤量法による食事記録から調査した総エネルギー摂取量 (TEI) を二重標識水法により測定した総エネルギー消費量 (TEE) と比較することにより, TEI の推定精度を検討した。

【方法】20~69歳の48名 (男性24名, 女性24名) を解析対象とした。TEI は, 秤量法による食事記録と同時に撮影したデジタルカメラによる映像から計算した。体重補正済 TEE (cTEE) は, 二重標識水法により2週間の平均として求めた TEE と調査期間中の体重変動から計算した。

【結果】TEE と TEI は, 男性では  $2,819 \pm 620$  kcal/day,  $2,308 \pm 466$  kcal/day で女性では  $2,045 \pm 501$  kcal/day,  $1,823 \pm 414$  kcal/day であった。男性では, TEI は有意に過小評価されたが ( $-15.5 \pm 21.5\%$ ), 女性での TEI は有意な過小評価はみられなかった。TEI の評価には TEI の大小による系統誤差は見られなかった。Intraclass correlation coefficient (0.344: 95%信頼限界 0.063~0.574), Spearman の順位相関 (0.460,  $p=0.001$ ) は中程度から弱であった。TEI の推定精度には, 男性では記録した食品数, 食事回数3日間合計, 女性では年齢が影響していた。

【結論】今後さらに, 調査方法や対象ごとの TEI の推定精度の程度を明らかにすること, 食品群別や栄養素別の摂取量の推定精度を明確にしていくことが必要であると考えた。

栄養学雑誌, Vol.69 No.2 57-66 (2011)

**キーワード:** 二重標識水法, エネルギー摂取量, 秤量法, 過小評価, 食事調査

## I. 緒 言

食事調査の妥当性を検討する場合, 国内では秤量法をゴールドスタンダードとして使用することが多い。一方, 国外では, 食事調査によるエネルギー摂取量の推定精度の検討には, 二重標識水 (Doubly Labeled water: DLW) 法が多く使用されている<sup>1,2)</sup>。これは, 体重が一定の期間においては, エネルギー消費量とエネルギー摂取量が一致することから, 総エネルギー消費量 (total energy expenditure: TEE) の測定によって, 総エネルギー摂取量 (total energy intake: TEI) の評価の推定精度を検証するものである。

しかし, これまで DLW 法を使用して食事調査による TEI の推定精度を検討した研究では, 多くの場合, 食事調査がエネルギー摂取量を過小に評価することが報告されている<sup>3~15)</sup>。過小評価をする人の特徴として, これまでの研究においては, 性別, 年齢, 人種, 肥満の程度, 食事制限の経験の有無, 収入, 調査への意欲, 容姿への概念などがあげられているが, その結果は必ずしも一致していない<sup>4, 12~14, 16)</sup>。過小評価をする人の食事摂取内容の特徴としては, 食物摂取頻度調査より数種の食品で摂取の有無, 摂取頻度, ポーションサイズに過小評価をし

ない人の食事と比べて違いがみられたが, これが過小評価によるものか, 食習慣の違いかはわからないと報告されている<sup>17)</sup>。そのほかにも, 過小評価が大きい者では, 健康的な食生活をしている人が多い<sup>3)</sup>, 菓子, デザート, スナック類の摂取が少ない<sup>9)</sup>などの食事摂取内容の特徴があることも指摘されている。著者らは, 20~69歳の男女を対象に, 日本人を対象として初めて DLW 法を用いて食事歴調査法による TEI 評価の推定精度を検討した。エネルギー摂取量は男性では16%, 女性で6%, 過小に評価されていた<sup>18)</sup>。この研究では, 男性では身体活動レベルが高いことは TEI/TEE を小さくし, 飲酒の頻度が多いこと, 理想体重と実体重の差が大きいこと, 減量歴が長いことは TEI/TEE を大きくしていた。女性では年齢が高いこと, 教育歴が高いことは TEI/TEE を大きくし, BMI が高いことは TEI/TEE を小さくしていた。

一方で, 食事調査の方法による TEI の推定精度の違いも指摘されている。Sawaya らは若年者では食物摂取頻度調査法が TEE と最もよく関連するが, 高齢者では, 食事記録法, 24時間思い出し法, 食物摂取頻度調査法のいずれも, TEE との相関がみられないことを報告している<sup>19)</sup>。一方で, 7日間の秤量法による食事記録法が, 24時間思い出し法や食物摂取頻度調査法よりも TEI の推定精度が

高かった報告<sup>20)</sup>や、7日間や3日間の秤量法による食事記録法の方が食物摂取頻度調査法よりも過小評価が小さかった報告<sup>9, 11)</sup>、食物摂取頻度調査法が24時間思い出し法よりも大きく過小評価した報告<sup>12)</sup>など食事調査の方法の違いによるTEIの推定精度の結果は一致していない。

DLW法は、近年、低価格化したとはいえ、使用する<sup>18</sup>Oが高価であり、多人数を対象に研究を行うことは困難である。そのため、国内においては、今後も秤量法による食事記録法が他の食事調査法の妥当性の検証やエネルギー・栄養素摂取量の把握に多く使用されると思われる。そのため、日本人において秤量法による食事記録法によるTEIの推定精度がどの程度であるかを明確にすることが必要と考える。また、今後、推定精度を向上させるためにどのような工夫が必要か、あるいは秤量法による食事記録のデータをどのように解釈することが適切かなどを明確にすることが重要と考える。

そこで、本研究では、日本人における秤量法による食事記録法のTEIの推定精度がどの程度であるかを明らかにすることを目的とした。また、今後、TEIの推定精度の向上やデータの解釈方法を検討する方向性を検討するために、食事記録の記録状況が、どのように秤量法による食事記録法のTEIの推定精度に影響しているかをあわせて検討した。

## II. 方 法

### 1. 研究計画

対象者は、1日目にDLW法のベースライン尿の採尿、身長、体重測定、DLWの投与の後、食事記録の説明を受けた。その後、2週間は通常の生活を続けながら、2週間の間は毎日1回の採尿と、10日目頃からの連続する3日間(平日2日、休日1日)の食事記録を実施した。その後、再び研究所へ来所し、採尿サンプルの回収、食事記録内容の確認を行い、研究所内に2泊した後の早朝に基礎代謝量測定と体重測定を実施した。本研究は、(独)国立健康・栄養研究所の研究倫理審査委員会の承認を得て実施した。

### 2. 対 象 者

研究所のホームページを通じて、日常生活時のエネルギー消費量測定に関する研究への応募があった49名(男性24名、女性25名)を対象とした。参加条件は、1) 関東近辺に居住し研究所への来所が可能、2) エネルギー代謝に影響する疾病(甲状腺疾患など)を有しない、3) 20歳以上70歳未満、4) 妊娠・授乳中でない、5) 調査期間前2週間及び調査期間中の2週間に通常の居住地以外で宿

泊する予定がない、6) 食事療法、減量を行っていないであった。参加者の職種は事務職、教員、主婦、学生などであった。本研究においては、尿サンプルの保存状況が悪く分析が実施できなかった1名を除く48名を解析対象とした。食事記録は解析対象者48名のすべてから得られた。対象者には、研究の目的、方法、危険性などの説明を行い、書面にて研究参加の同意を得た。

### 3. 測 定 項 目

#### 1) 身体計測

調査期間前の体重は、DLW投与日の早朝空腹時に、調査期間後の体重は、2週間後に研究所に2泊した翌朝の早朝空腹時に測定した。いずれの場合も、軽装でデジタル体重計(YK-150D, (株)ヤガミ, 愛知)を用いて0.01 kgまで計測し、その後、衣類の重量を差し引いた。身長は、DLW投与日の体重測定後に身長計(YL-65S, (株)ヤガミ, 愛知)を用いて、0.1 cmまで計測した。体脂肪率は、体水分法により求めた。すなわち、次項で示すエネルギー消費量の計算における安定同位体の希釈容積(N)が体水分量(total body water: TBW)に該当し、除脂肪量中の水分量を73.2%と仮定<sup>21)</sup>して計算した。

#### 2) エネルギー消費量 (Total energy expenditure: TEE)

10%<sup>18</sup>O(太陽日酸, 東京)と99.9%<sup>2</sup>H(Cambridge Isotope Laboratories, Inc., USA)を混合した液により、体重1 kgあたり0.14 gの<sup>18</sup>Oと0.06 gの<sup>2</sup>Hを投与した。

投与前及び投与翌日から14日目まで、1日1回、10分以内の範囲でほぼ同時刻に採尿し、あわせて採尿した時刻を記録するように依頼した。サンプルは密閉した状態で、分析まで冷蔵保存した。DLW投与日とその後14日間のサンプルのうち、2~13日目の尿については、10分以内の差で採尿ができた日の尿を2~3日に1サンプル選び、DLW投与前、投与翌日、14日目の3サンプルとあわせて対象者一人あたり9サンプルを分析した。<sup>2</sup>Hは白金を触媒としてH<sub>2</sub>ガスで、<sup>18</sup>OはCO<sub>2</sub>ガスで平衡法により前処理を行った後、<sup>2</sup>H、<sup>18</sup>Oの安定同位体比を質量比分析計(Finnigan Delta Plus, サーモフィッシャーサイエンティフィック, USA)により分析した。

尿中の安定同位体比から、標準化した安定同位体濃度は、 $[18.02a(\delta s - \delta b)]/[WA(\delta a - \delta t)]$ で求められる。ただし、Wは同位体比分析の際にDLWを希釈するのに用いた飲料水の量(g)、Aは投与したDLWの量(g)、 $\delta a$ は希釈したDLWにおける同位体比、 $\delta t$ はDLWの希釈に用いた飲料水の同位体比、aは同位体比分析の際に飲料水で希釈されたDLWの量(g)、 $\delta s$ は尿中の同位体比、 $\delta b$ はベースラインでの尿の同位体比である。標準化

した安定同位体濃度を対数変換し、投与時刻からの経過時間との間で直線回帰式をもとめ、その傾きを安定同位体の減衰率 (k) とした。安定同位体の希釈容積 (N) は、直線回帰式より時間 0 における安定同位体濃度の逆数より求められ、 $^2\text{H}$  の直線回帰式からもとめた N を 1.041 で除したものと、 $^{18}\text{O}$  の直線回帰式から求めた N を 1.007 で除したものの平均値とした。

二酸化炭素の排出量は、 $\text{rCO}_2(\text{mol}/\text{day}) = 0.4554 \text{ TBW} (1.007 \text{ ko} - 1.041 \text{ kh})$  により求めた。ko は  $^{18}\text{O}$  の減衰率、kh は  $^2\text{H}$  の減衰率であり、TBW には安定同位体の希釈容積 (N) を使用した。DLW 法においては、全期間を通じた RQ の直接測定が不可能なため、体重変動のないエネルギーバランスのとれた状態では食事調査より求めた食物商 (Food quotient: FQ) を使用して TEE を求めることが最も適切とされている<sup>22-24)</sup>。本研究においては、食事調査との独立性を保つため、調査時期と同年度に実施された国民健康・栄養調査結果<sup>25, 26)</sup> より、Black らの式に基づいて FQ を計算し、本研究の調査時期と対象者の年代にあわせて加重平均を求めた 0.898 を FQ として、Weir の式により TEE を計算した<sup>27)</sup>。

## 2) 食事調査

休日 1 日と平日 2 日の 3 日間、デジタルカメラによる写真撮影を併用した秤量法 (以下、秤量法とのみ記載) による食事記録法を実施した。対象者に小型のスケール (TANITA1475, 株式会社タニタ, 東京) を配布し、摂取したすべての食品と飲料について、重量を測定するように依頼した。ただし、スケールの最大計量が 1 kg のため、それを超える料理や外食時などで計量ができない場合には、「1 皿」、「1 個」などの目安量での記録とした。料理単位で秤量した場合は、材料名をすべて記録するように依頼した。あわせて、食事の時間と場所を記録した。食事の記録用紙は調査後の研究所への来所時に 3 日分まとめて提出し、提出時に管理栄養士が記録内容の確認を行った。

秤量法での食事記録法と同時に、1 皿ごとに摂取する前後に、撮影用スケールを手前に置き、貸与したデジタルカメラ (DCS-P100, ソニーマーケティング株式会社, 東京) で撮影をした。秤量法による食事記録法の調査内容の確認が終了した後、デジタルカメラの映像を対象者と管理栄養士と一緒に見ながら、食事記録の記録内容の確認を行い、映像を使用することで確認出来た内容を別途、記録した。

TEI の計算は、2 名の管理栄養士が、五訂増補日本食品標準成分表<sup>28)</sup> を使用して行い、その平均値を使用した。市販食品、外食については、それぞれのメーカーの

ホームページやメーカーへの問い合わせによりエネルギー摂取量 (total energy intake: TEI) を求めた。

食事の記録状況の指標として、対象者が秤量法における食事記録時に記録した材料名などの食品の 3 日間の合計数を「記録した食品数」とした。食品数の換算にあたっては、外食やテイクアウトの食品は記録内容に従って材料に分解し、材料ごとに 1 食品としたが、自宅で使用した加工食品は加工食品あたり 1 食品とし、材料への分解はしなかった。また、食事記録の記録状況の指標として、(写真の確認により食事記録に追加した食品数) / (栄養計算に使用した食品数) × 100 を「記録漏れの割合」、(写真の確認により食事記録から削除した食品数) (栄養計算に使用した食品数) × 100 を「記録過剰の割合」とした。さらに、食事パターンの指標として、秤量法の食事記録から 3 日間の食事の回数の合計を「食事回数 3 日間合計」とした。食事の回数は、時間と場所の記録を参考に、同一の場所、時間での飲食を 1 回とした。食事記録においては、飲料のみの摂取についても記録するように依頼したが、今回の解析ではエネルギー摂取量の推定精度を検討しているため、エネルギーを含まない飲み物のみを摂取した場合は食事回数には含めなかった。また、1 時間以内に同一の場所で再び飲食した場合は、1 回と数えた。3 日間のうち最も多かった食事回数と最も少なかった食事回数の差を「食事回数ばらつき」とした。

## 3) 統計解析

成人において体重変動のない期間中では、TEI は TEE と一致する。対象者には通常通りに食事をすることを指示したが、結果的には、2 週間の調査期間中にもいくらかの体重変動がみられた。そこで、DLW 法で求めた TEE に対して、体重変化から求めたエネルギーの摂取不足または摂取過剰分を考慮した値を、体重補正済エネルギー消費量 (calculated total energy expenditure: cTEE) とし、以下の式で求めた<sup>29)</sup>。

$$\text{cTEE} = \text{TEE} +$$

$$(\text{調査後の体重 (g)} - \text{調査前の体重 (g)}) / 14 * 7$$

すなわち、調査前及び調査後の体重変化量から 1 日あたりの体重変化量を求め、体重変化の 3/4 を体脂肪と仮定し、1 g あたりのエネルギー量を 7 kcal/day とした<sup>30)</sup>。TEI と cTEE より、その差として (TEI - cTEE) 及び (TEI - cTEE) / TEE × 100 を求めた。

対象者の身体特性、TEE、TEI、cTEE は、平均 ± 標準偏差で示した。測定期間中の体重変動の有無は、対応のある t 検定により行った。性別による差の検定は t 検定を用いた。TEI、cTEE の差が 0 % と異なるかの検定には、1 サンプルの t 検定 (one-sample t-test) を用いた。さら

に TEI の推定精度の検証のためにスピアマンの順位相関係数, Intraclass correlation coefficient (ICC), Bland & Altman のグラフ<sup>31)</sup>, 及び95%信頼限界 (95% CI: 95% confidence interval) を使用した。なお, ICC は TEI と cTEE の一致度を示す指標であり, 1 に近いほど一致度が高いことを示している。記録した食品数や食事回数等の記録状況の影響は, ピアソンの積率相関係数と年齢, 肥満の有無により調整した偏相関係数により比較した。肥満の有無は日本肥満学会の基準<sup>32)</sup> に基づいて, BMI 25 kg/m<sup>2</sup> 以上を肥満とした。また, それぞれの変数間の影響を除くため, 単相関により有意な関係がみられた項目について, ステップワイズ法を使用した重回帰分析を行った。いずれの統計解析においても, 有意水準は  $p < 0.05$  とした。データ解析には SPSS (ver 16.0; SPSS Inc., Chicago, ILL) を使用した。

### Ⅲ. 結 果

対象者の身長, 体重, BMI, 食事記録の記録状況を表 1 に示した。秤量法による食事記録のうち, 1 食品の重量が 1 kg を超えるなどの理由で秤量ができなかった料理は解析した全料理の 1.5% であった。また, 食品ごとの秤量ができず料理単位での秤量であった料理は解析した全料理の 32% であった。2 週間の調査期間中の体重変動は, 男性  $0.03 \pm 0.77$  kg ( $p = 0.854$ ), 女性  $0.08 \pm 0.79$  kg ( $p = 0.618$ ) で, 変化は有意でなかったが, 1 kg 以上の体重減少者が女性 3 名, 500 g 以上 1 kg 未満の体重減少が男女とも各 5 名, 500 g 以上 1 kg 未満の体重増加は女

性 4 名, 1 kg 以上の体重増加は男女とも各 2 名であった。BMI は 18.5 kg/m<sup>2</sup> 未満の者が男性 1 名, 女性 2 名, 25 kg/m<sup>2</sup> 以上が男性 6 名, 女性 1 名, 30 kg/m<sup>2</sup> 以上が女性で 1 名であった。

表 2 は, TEE, cTEE, TEI, 及び TEI と cTEE の差を示した。TEE, cTEE, TEI はいずれも男性が有意に女性より多かった。TEI と cTEE の差には男女差はなかった。TEI と cTEE の差を 0% と比較すると男性では有意な差があり, 過小評価されていたが, 女性では 0% との差は有意ではなかった。

ICC は 0.344 (95% 信頼区間: 0.063~0.574) であり, 個別の値の一致度はあまり高くなかった。また, スピアマンの順位相関係数は 0.460 ( $p = 0.001$ ) とやや弱かった。図 1 では, Bland & Altman の方法に従い TEI と cTEE の平均値と TEI と cTEE の差を示した。TEI と cTEE の平均値と TEI と cTEE の差の間には男女とも弱い負の相関がみられたが, いずれも有意な関係ではなかった。また, 年齢及び肥満の有無により調整した場合, 相関係数はわずかに小さくなったが傾向は変わらなかった。TEI と cTEE の差の 95% CI は男性で  $-31.9 \sim 0.9\%$  ( $-1,048 \sim 26$  kcal), 女性で  $-29.0 \sim 16.8\%$  ( $-671 \sim 227$  kcal) で, いずれも 0 を含んでおり, エネルギー摂取量による明らかな系統誤差はないと考えられた。男性では 1 名大きくはずれた値を示す者がいたが, この対象の TEI は 2,206 kcal/day, cTEE は 4,873 kcal/day であり, その差が 2,667 kcal/day であった。

過小記録に与える食事記録の記録状況の影響を検討するために, TEI と cTEE の差と記録状況等の相関係数を

表 1 対象者の特性

		男 性 (n = 24)	女 性 (n = 24)	
年齢	(歳)	28.6 ± 10.7	33.4 ± 14.0	
身長	(cm)	173.0 ± 6.6	159.9 ± 5.0	
体重	(前)	70.4 ± 11.9	55.7 ± 11.1	
	(後)	70.5 ± 12.0	55.7 ± 10.8	
	(変化)	0.03 ± 0.77	0.08 ± 0.79	
BMI*	(kg/m <sup>2</sup> )	23.4 ± 3.0	21.8 ± 3.9	
体脂肪率†	(%)	21.7 ± 6.8	30.4 ± 7.4	
記録状況	記録した食品数	(個/3日)	65.8 ± 25.2	107.0 ± 63.2
	記録漏れの割合	(%)	4.6 ± 5.8	1.9 ± 2.3
	記録過剰の割合	(%)	0.4 ± 1.0	0.5 ± 1.6
食事回数	3日間合計	(回/3日)	9.9 ± 2.2	10.4 ± 1.9
	ばらつき	(回)	1.6 ± 1.1	1.7 ± 0.9

\* BMI: body mass index

平均 ± 標準偏差

† 体脂肪率は, 二重標識水法において求められた体水分量から, 除脂肪量中の水分を 73.2% として計算した。

表2 エネルギー消費量, 体重補正済エネルギー消費量, エネルギー摂取量の比較

		男 性		女 性		p (男女差) <sup>¶</sup>
		平均±SD		平均±SD		
		0%との差 <sup>¶¶</sup>		0%との差 <sup>¶¶</sup>		
エネルギー消費量 (TEE) <sup>*</sup>	(kcal/day)	2,804 ± 412		2,086 ± 312		<0.001
体重補正済エネルギー消費量 (cTEE) <sup>†</sup>	(kcal/day)	2,819 ± 620		2,045 ± 501		<0.001
エネルギー摂取量 (TEI) <sup>‡</sup>	(kcal/day)	2,308 ± 466		1,823 ± 414		0.001
TEI と cTEE の差 <sup>§</sup>	(kcal/day)	-511 ± 702		-222 ± 587		0.129
	(%)	-15.5 ± 21.5	0.002	-6.1 ± 30.0	0.330	0.219

\* エネルギー消費量 (total energy expenditure: TEE) : 二重標識水法により測定

† 体重補正済エネルギー消費量 (calculated total energy expenditure: cTEE) : TEE に期間中の体重変動分を考慮

‡ エネルギー摂取量 (total energy intake: TEI) : 食事記録から計算したエネルギー摂取量

§ TEI と cTEE の差 : (TEI - cTEE), (TEI - cTEE) / cTEE × 100

¶ パーセント差が0%と異なるかの検定 : 1 サンプルの t 検定

¶¶ 男女差の検定 : 対応のない t 検定

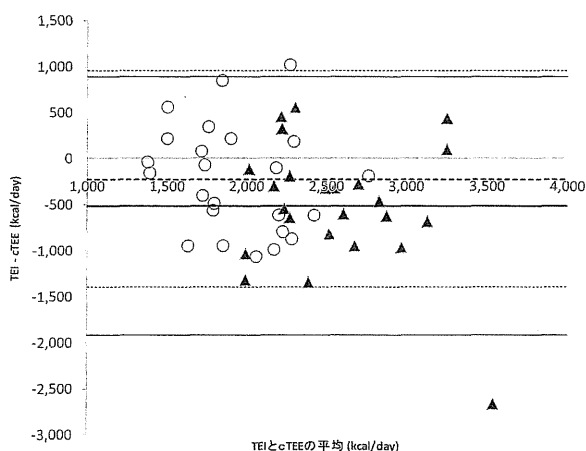


図1 体重補正済エネルギー消費量 (cTEE) とエネルギー摂取量 (TEI) の Bland & Altman の分布

▲男性 太い実線は男性における cTEE と TEI の差の平均値, 細い実線は平均±2SD  
○女性 太い点線は女性における cTEE と TEI の差の平均値, 細い点線は平均±2SD

男性  $r = -0.244$  ( $p = 0.251$ ), 女性  $r = -0.191$  ( $p = 0.371$ )

検討した (表3)。男性では, 記録した食品数, 食事回数 3日間合計が TEI と cTEE の差と有意な正の相関を示した。女性では, 年齢, 体脂肪率, 食事回数 3日間合計が TEI と cTEE の差と有意な正の相関を示した。女性では年齢が有意に関係していたこと, また先行研究において肥満度が大きく影響していることから, 年齢と肥満の有無を調整した偏相関係数を求めた。その結果, 有意な相関関係がみられた項目は, 男性では記録した食品数, 食事回数 3日間合計の 2項目であり, 女性では有意な関係がみられた項目はなかった。また, それぞれの要因の影響を排除するため, 単相関において有意な関係がみられた年齢, 体脂肪率, 記録した食品数, 食事回数 3日間合計の 4項目と性別による重回帰分析を行ったところ, ステップワイズ法により選択された変数は食事回数 3日間合計のみであり, 偏相関係数は0.438 ( $p = 0.002$ ) であった。

表3 食事調査の妥当性に影響する要因の検討

	男 性 (n=24)				女 性 (n=24)				
	単相関		偏相関		単相関		偏相関		
	r	p	r	p	r	p	r	p	
年齢	0.221	0.299			0.477	0.019			
BMI	0.008	0.971			0.069	0.749			
体脂肪率 <sup>*</sup>	0.102	0.636	-0.012	0.958	0.417	0.043	0.34	0.112	
記録状況 <sup>†</sup>	記録した食品数	0.646	0.001	0.675	0.001	0.063	0.768	-0.007	0.977
	記録漏れの割合	-0.322	0.125	-0.465	0.034	-0.182	0.394	-0.187	0.416
	記録過剰の割合	-0.168	0.431	-0.101	0.662	-0.088	0.682	0.029	0.416
食事回数 <sup>‡</sup>	3日間合計	0.468	0.024	0.471	0.031	0.407	0.054	0.385	0.085
	ばらつき	0.110	0.618	0.218	0.346	0.026	0.905	0.135	0.559

\* 偏相関係数は年齢調整をした値を示した

† 偏相関係数は年齢と肥満の有無 (BMI 25 kg/m<sup>2</sup>以上が肥満あり (1), 25 kg/m<sup>2</sup>未満が肥満無 (0)) で調整した値を示した

#### IV. 考 察

本研究は、日本人を対象として、秤量法による食事記録法の TEI の推定精度を DLW 法により検証した初めての研究である。欧米においては、すでに DLW 法を用いて秤量法による食事記録法の TEI の推定精度を検証した研究が数多くなされている。Hill ら<sup>41</sup> のレビューによると、成人を対象とした秤量法による食事記録法から求めた TEI と DLW 法で測定した TEE の差は  $-59 \sim +19\%$  にばらついており、対象者の人数、特性により異なっていた。本研究では、秤量法による食事記録法から求めた TEI は体重補正した cTEE と比べ、男性で  $-15.5 \pm 21.5\%$ 、女性で  $-6.1 \pm 30.0\%$  であり、集団レベルでは男性でのみ有意に過小評価されていた。個人レベルでは、エネルギー摂取量による系統誤差はみられないが、ICC により検討した一致度はあまり高くなく、またスピアマンの順位相関係数も低いことから、秤量法による食事記録法からもとめた TEI をもとに、個別の TEI の評価や TEI による順位付けをする場合には、TEI の推定精度を考慮する必要があると考えられた。

食事調査に伴い、調査時を減量の機会とする、記述に伴う煩雑さから通常よりも少なく食べるなど食事の摂取量が通常とは異なる可能性がある。これは、過小摂取 (under-eating) と呼ばれ、記述の不備などによる過小記録 (under-recording) とは分けて検討されることもある。Goris & Westerterp (1999) は、水分の出納、体重変動を検討することで、過小摂取と過小記録を区分する試みを行った<sup>33)</sup>。その結果、動機づけの高い栄養士を対象とした場合、秤量法による食事記録法からもとめた TEI は 16% 過小に評価されていたが、これは過小摂取によるものであることが明らかにされた。本研究では、Bathalon らの研究<sup>20)</sup> に従い DLW 法により測定した TEE を期間中の体重変動により補正した cTEE を比較することにより、過小記録の影響を検討することを試みた。

食事調査の方法による違いでは、Sawaya らは、若年者と高齢者において 7 日間の秤量法による食事記録法、24 時間思い出し法、2 種類の食物摂取頻度調査法を DLW 法により求めた TEE と比較している<sup>19)</sup>。この報告では、若年者では、24 時間思い出し法による TEI が最も TEE に近い値であったが、TEE と有意な相関を示したのは食物摂取頻度調査法より求めた TEI であった。高齢者においては、TEE と最も近い値を示したのは、食物摂取頻度調査法であったが、いずれの食事調査方法から求めた TEI も TEE と有意な相関を示さなかったとし、年齢により適した食事調査の方法が異なる可能性が示されている。

The Observing Protein and Energy Nutrition (OPEN) study はバイオマーカーとして DLW 法と 24 時間尿窒素を指標とした大規模な研究<sup>10, 12)</sup> であるが、この研究では、24 時間思い出し法と食物摂取頻度調査法を比較し、24 時間思い出し法における過小評価 (男性  $-24 \sim -14\%$ 、女性  $-11 \sim -12\%$ ) に比べ、食物摂取頻度調査法の過小評価が大きい (男性  $-31 \sim -36\%$ 、女性  $-30 \sim -34\%$ ) ことを示している。

一方、Bathalon らは、食事制限をしている者としていない者を対象に、7 日間の秤量法による食事記録法、24 時間思い出し法、食物摂取頻度調査法を実施したが、いずれの対象者においても秤量法による食事記録法から評価した TEI が他の調査法よりも TEE に最も近い値となった<sup>20)</sup>。そのため、彼らは秤量法による食事記録法は最も煩雑で、大きく過小評価するとした仮説が棄却されたと考察している。Mahabir らも閉経後女性を対象とした研究において、7 日間の秤量法による食事記録法では過小評価が  $-37\%$  であったことに対し、食物摂取頻度調査法では  $-42\%$  と大きかったことを示している<sup>11)</sup>。食物摂取頻度調査法は、使用した調査用紙により推定精度が異なっているが、他の食事調査の方法よりエネルギー摂取量を大きく過小評価する傾向が大きい。一方で、今回使用した秤量法による食事記録法は、被験者、調査者ともに煩雑さが大きいと予測されることに反して、他の食事調査の方法よりエネルギーに関しては良い推定精度を示している。本研究の結果は、これまで示された Bathalon ら<sup>20)</sup> が示した TEI と TEE の比が  $88.8 \pm 3.7\%$  (食事制限なし)、 $81.1 \pm 3.3\%$  (食事制限あり) の値に近く、Mahabir ら<sup>11)</sup> の  $-37\%$  より小さい値であった。

秤量法による食事記録法の TEI の推定精度の性差については、これまでの報告では、結果が一致していない<sup>4)</sup>。本研究では、女性の方が TEI と cTEE の差が小さかった。しかし、本研究では女性では 500 kcal/day を超える過大評価をした対象者が 3 名おり、男性では大きく過小評価した対象者が 1 名のみみられることも影響している。本研究の対象人数では、数名の大きな差を示した者の影響が大きく、男女の違いを検討することは難しいと考える。

TEI 評価において過小評価する対象者の特性として、肥満の有無や程度が大きく影響していることが複数の研究から指摘されている<sup>4, 12~14, 34)</sup>。著者らの先行研究でも、女性では BMI と TEI/TEE が有意な負の相関関係にあり、BMI の高い方で TEI の過小評価が大きかった<sup>18)</sup>。本研究では、BMI が  $25 \text{ kg/m}^2$  以上の肥満者が 8 名と少なく、肥満の有無による比較は困難であった。しかし、男

性においては、TEI と cTEE の差は非肥満者（18名）で  $-13.0 \pm 20.1\%$  に対し、肥満者（6名）では  $-23.1 \pm 25.7\%$  と大きい傾向にあった。本研究では、TEI と cTEE の差と BMI の相関は見られなかった。女性においては、TEI と cTEE の差と体脂肪率の間に有意な相関がみられたが、年齢調整により有意でなくなった。日本人における TEI 評価に対する肥満の影響については、今後、さらに人数を増しての検討が必要であると考えられる。

過小評価に影響する秤量法による食事記録の記録状況の影響を検討するために、本研究においては、秤量法の食事記録について、記録内容の確認時にデジタル写真映像を用いて、記録漏れ（写真に撮影され、確認をすると食べているのに記録がない）と記録過剰（記録されているが、食事後の写真においても残っており確認すると食べていない）の確認を行った。修正の加わった数は、0～25件にばらついていた。まったく修正を必要としなかった対象も25%いる一方で、5項目以上の修正を加えた者が27%いた。しかし、記入漏れや記録過剰の割合は TEI と cTEE の差とは関連していなかった。これは、修正を加えた項目が、付け合わせの野菜の記録漏れや、野菜料理中で嫌いな野菜を残したなどエネルギーへの関与が比較的小さいもので多かったことによると考えられる。

記録した食品数が少ない者では過小評価が大きい傾向にあり、記録漏れの可能性が考えられた。また、食事回数が少ない者では過小に評価されがちだが、これには間食をしない食生活をしている者が過小評価される傾向にある可能性と、間食等の記録漏れによる過小記録の両方の可能性がある。食事回数は年齢や肥満の有無の影響を除いても、TEI と cTEE の差に有意に関係しており、今後、秤量法による食事記録からの TEI の推定精度の向上のためには、間食等の記入漏れのチェックを今まで以上に丁寧に行う、あるいは間食等が記録しやすい記録方法をとるなどの工夫が必要と考える。

本研究では、白山生活下で最も TEE を正確に評価するとされる DLW 法を基準として、秤量法による食事記録法の TEI の推定精度を検討したが、その検討方法については、いくつかの限界が残っている。第一に本研究の対象者は、エネルギー消費量評価を目的とした研究に自主的に応募してきた対象者である。秤量法による食事記録は主な目的として示されていないが、研究への協力の動機づけはかなり強かったと推測され、一般的な対象者よりも、TEI の推定精度が良い可能性は残っている。また、対象者の募集時には、TEI の推定精度の検討を意図したクライテリアを設けていない。そのため、cTEE が  $4,873 \text{ kcal/day}$  と大きい値を示した対象者1名が、

TEI がかなり少ないという結果になったが、本研究では、この対象を除外しなかった。今後、食事調査の推定精度の検討においては、対象者特性の制約を設定する必要があると考える。

第二は、DLW 法による TEE 評価と秤量法による食事記録法からの TEI 評価の期間の不一致があげられる。本研究では、習慣的な TEE と TEI を比較することを意図した。DLW 法では、安定同位体の減衰率から測定期間を決定し、曜日による活動量の変化を考慮して、1週間または2週間の測定を行い、その値を平均的な TEE としている<sup>35)</sup>。本研究では、対象者の身体活動レベルを考慮して2週間の測定期間として、対象者の平均的な TEE を求めた。一方で、食事記録法による調査において個人の習慣的なエネルギー摂取量を推定するために必要な日数は、10%の誤差範囲では10～13日、20%の誤差範囲では3日とされている<sup>36,37)</sup>。14日間の DLW 法による TEE の調査期間中に7回の24時間思い出し法を実施し、エネルギー摂取量を評価するために何回の24時間思い出し法が必要かを検討した研究においても、1回の調査よりも、2回、3回の調査では TEI の推定精度が向上するが、4回以上に増やしても、それ以上の精度の向上が見られないことが報告されている<sup>38)</sup>。以上のことから、本研究では、秤量法による食事記録の期間が、TEE 評価や体重変動を比較した期間と一致はしておらず、解釈には限界があるが、各個人の習慣的な TEE と TEI の比較は可能と考えた。また、秤量法による食事記録法からの TEI 評価に20%の誤差が見込まれるとしても、20%以上の過小評価をした者が男性では24名中10名、女性では24名中11名いることから、調査方法が有するとされる誤差を考慮しても過小に評価する傾向があると考えた。

第三に、過小評価に影響を与える項目として検討した項目数が少ないことがあげられる。先行研究における過小評価をする人の特徴と指摘されている項目のうち、本研究では性、年齢、BMI しか検討を行っていない。本研究は、特に今後、秤量法による食事記録法からの TEI の推定精度の向上や調査結果の解釈の方向性を検討する目的で検討しているため、食事の記録状況に重点をおいた。日本人において、どのような人が過小評価をする傾向にあるかを検討するには、今後、調査項目を増やし検討していく必要があると考える。

食事調査の結果の解釈においては、エネルギー量が過小に評価されることを考慮する必要がある。その補正方法について、Paul らは DLW 法により測定した TEE と体重変動により補正することで食物摂取頻度調査法の結果の有用性を向上できるとしている<sup>15)</sup>。また、Hise らは、

過体重及び肥満者において、観察法による食事記録法と問食についての24時間思い出し法を併用することで、エネルギー摂取量を高い精度で評価することが可能であるとしている<sup>8)</sup>。エネルギー摂取量は、体重変動や身体活動量の考慮によりある程度の補正ができる可能性はある。一方で、過小評価をする者において特定の食品群の摂取が少ない<sup>9,17)</sup>ことから、特定の食品群の記入漏れが生じている可能性も否定できない。TEIの評価には、TEIの大小による系統誤差はみられなかったが、食品群や栄養素の摂取量の評価においては何らかの系統誤差が生じる可能性もある。食事調査によるTEIの評価は、どのような方法を用いても、必ず誤差を含むものと考えられるが、調査方法や対象ごとのTEIの推定精度を明らかにすること、TEIの推定誤差を生じさせている食品群や栄養素ごとの摂取量の推定誤差を明確にしていくことが、今後、必要であると考えられる。

## V. 結 論

本研究では、二重標識水法により測定した総エネルギー消費量を調査期間中の体重変動で補正した値を基準として、デジタルカメラの映像を併用した秤量法による食事記録法から求めたエネルギー摂取量との比較により、秤量法による食事記録法のエネルギー摂取量の推定誤差を検証し、また食事の記録状況の影響を検討した。その結果、以下のことが明らかになった。

1. 集団レベルでは、エネルギー摂取量は、調査期間中の体重変動を考慮しても男性では $-15.5 \pm 21.5\%$ と有意に過小に評価されたが、女性では有意な過小評価は見られなかった。
2. 個人レベルでは、エネルギー摂取量の推定精度には、エネルギー摂取量の大小による系統誤差は見られなかったが、一致度は0.344 (95%信頼区間: 0.063~0.574)、スピアマンの順位相関係数は0.460 ( $p=0.001$ )であり、推定精度はあまり高くないと考えられた。
3. エネルギー摂取量の推定精度には、男性では記録した食品数、3日間の食事回数合計が影響していた。女性では年齢が影響していた。

今後さらに、調査方法や対象ごとの推定精度を明らかにすること、エネルギー摂取量の推定誤差を生じさせている食品群や栄養素ごとの摂取量の推定精度を明確にしていくことが必要であると考えた。

## 謝 辞

本研究の実施にあたりご協力いただきました対象者の皆様にご心より御礼申し上げます。調査に伴う栄養計算に協力いただきました(独)国立健康・栄養研究所 健康増進プログラムに所属する管理栄養士である田中祥子、坂田晶子、田原由縁、石井仁美、山田佳子、石隈千尋各氏に感謝いたします。

## 利益相反

本研究において、利益相反に該当する事項はない。

## 文 献

- 1) Livingstone, M.B. and Black, A.E.: Markers of the validity of reported energy intake, *J. Nutr.*, **133 Suppl 3**, 895S-920S (2003)
- 2) Lissner, L., Heitmann, B.L., Lindroos, A.K.: Measuring intake in free-living human subjects: a question of bias, *Proc. Nutr. Soc.*, **57**, 333-339 (1998)
- 3) Scagliusi, F.B., Ferrioli, E., Pfrimer, K., et al.: Under-reporting of energy intake is more prevalent in a healthy dietary pattern cluster, *Br. J. Nutr.*, **100**, 1060-1068 (2008)
- 4) Hill, R.J. and Davies, P.S.: The validity of self-reported energy intake as determined using the doubly labelled water technique, *Br. J. Nutr.*, **85**, 415-430 (2001)
- 5) Ferrioli, E., Pfrimer, K., Moriguti, J.C., et al.: Under-reporting of food intake is frequent among Brazilian free-living older persons: a doubly labelled water study, *Rapid. Commun. Mass. Spectrom.*, **24**, 506-510 (2010)
- 6) Kimm, S.Y., Barton, B.A., Obarzanek, E., et al.: Racial divergence in adiposity during adolescence: The NHLBI Growth and Health Study, *Pediatrics*, **107**, E34 (2001)
- 7) Poslusna, K., Ruprich, J., de Vries, J.H., et al.: Misreporting of energy and micronutrient intake estimated by food records and 24 hour recalls, control and adjustment methods in practice, *Br. J. Nutr.*, **101 Suppl 2**, S73-85 (2009)
- 8) Hise, M.E., Sullivan, D.K., Jacobsen, D.J., et al.: Validation of energy intake measurements determined from observer-recorded food records and recall methods compared with the doubly labeled water method in overweight and obese individuals, *Am. J. Clin. Nutr.*, **75**, 263-267 (2002)
- 9) Svendsen, M. and Tonstad, S.: Accuracy of food intake reporting in obese subjects with metabolic risk factors, *Br. J. Nutr.*, **95**, 640-649 (2006)
- 10) Subar, A.F., Kipnis, V., Troiano, R.P., et al.: Using intake biomarkers to evaluate the extent of dietary misreporting in a large sample of adults: the OPEN study, *Am. J. Epidemiol.*, **158**, 1-13 (2003)
- 11) Mahabir, S., Baer, D.J., Giffen, C., et al.: Calorie intake misreporting by diet record and food frequency questionnaire compared to doubly labeled water among postmeno-



- pausal women, *Eur. J. Clin. Nutr.*, **60**, 561–565 (2006)
- 12) Lissner, L., Troiano, R.P., Midthune, D., et al.: OPEN about obesity: recovery biomarkers, dietary reporting errors and BMI, *Int. J. Obes. (Lond)*, **31**, 956–961 (2007)
  - 13) Karelis, A.D., Lavoie, M.E., Fontaine, J., et al.: Anthropometric, metabolic, dietary and psychosocial profiles of underreporters of energy intake: a doubly labeled water study among overweight/obese postmenopausal women—a Montreal Ottawa New Emerging Team study, *Eur. J. Clin. Nutr.*, **64**, 68–74 (2010)
  - 14) Neuhouser, M.L., Tinker, L., Shaw, P.A., et al.: Use of recovery biomarkers to calibrate nutrient consumption self-reports in the Women’s Health Initiative, *Am. J. Epidemiol.*, **167**, 1247–1259 (2008)
  - 15) Paul, D.R., Rhodes, D.G., Kramer, M., et al.: Validation of a food frequency questionnaire by direct measurement of habitual ad libitum food intake, *Am. J. Epidemiol.*, **162**, 806–814 (2005)
  - 16) Kimm, S.Y., Glynn, N.W., Obarzanek, E., et al.: Racial differences in correlates of misreporting of energy intake in adolescent females, *Obesity (Silver Spring)*, **14**, 156–164 (2006)
  - 17) Millen, A.E., Tooze, J.A., Subar, A.F., et al.: Differences between food group reports of low-energy reporters and non-low-energy reporters on a food frequency questionnaire, *J. Am. Diet. Assoc.*, **109**, 1194–1203 (2009)
  - 18) Okubo, H., Sasaki, S., Rafamantanantsoa, H.H., et al.: Validation of self-reported energy intake by a self-administered diet history questionnaire using the doubly labeled water method in 140 Japanese adults, *Eur. J. Clin. Nutr.*, **62**, 1343–1350 (2008)
  - 19) Sawaya, A.L., Tucker, K., Tsay, R., et al.: Evaluation of four methods for determining energy intake in young and older women: comparison with doubly labeled water measurements of total energy expenditure, *Am. J. Clin. Nutr.*, **63**, 491–499 (1996)
  - 20) Bathalon, G.P., Tucker, K.L., Hays, N.P., et al.: Psychological measures of eating behavior and the accuracy of 3 common dietary assessment methods in healthy postmenopausal women, *Am. J. Clin. Nutr.*, **71**, 739–745 (2000)
  - 21) Vivian, H.H. and Wagner, D.R.: Body composition reference methods, *Applied Body Composition Assessment*, pp. 27–47 (2004) Human Kinetics, IL
  - 22) Black, A.E., Prentice, A.M., Coward, W.A.: Use of food quotients to predict respiratory quotients for the doubly-labelled water method of measuring energy expenditure, *Hum. Nut. Clin. Nutr.*, **40**, 381–391 (1986)
  - 23) Jones, P.J. and Leitch, C.A.: Validation of doubly labeled water for measurement of caloric expenditure in collegiate swimmers, *J. Appl. Physiol.*, **74**, 2909–2914 (1993)
  - 24) Surrao, J., Sawaya, A.L., Dallal, G.E., et al.: Use of food quotients in human doubly labeled water studies: comparable results obtained with 4 widely used food intake methods, *J. Am. Diet. Assoc.*, **98**, 1015–1020 (1998)
  - 25) 厚生労働省：平成12年厚生労働省国民健康・栄養調査報告（2002）厚生労働省、東京
  - 26) 厚生労働省：平成13年厚生労働省国民健康・栄養調査報告（2003）厚生労働省、東京
  - 27) Weir, J.B.: New methods for calculating metabolic rate with special reference to protein metabolism, *J. Physiol.*, **109**, 1–9 (1949)
  - 28) 文部科学省 科学技術・学術審議会 資源調査分科会：五訂増補日本食品標準成分表（2005）文部科学省、東京
  - 29) Saltzman, E. and Roberts, S.B.: The role of energy expenditure in energy regulation: findings from a decade of research, *Nutr. Rev.*, **53**, 209–220 (1995)
  - 30) Forbes, G.B.: Influence of nutrition. Human body composition, Growth, aging, nutrition, and activity, pp. 209–247 (1987) Springer-Verlager, New York
  - 31) Bland, J.M. and Altman, D.G.: Comparing methods of measurement: why plotting difference against standard method is misleading, *Lancet*, **346**, 1085–1087 (1995)
  - 32) 日本肥満学会：肥満症治療ガイドライン。肥満研究。12臨時増刊号、10–15（2006）
  - 33) Goris, A.H., Westerterp-Plantenga, M.S., Westerterp, K.R.: Undereating and underrecording of habitual food intake in obese men: selective underreporting of fat intake, *Am. J. Clin. Nutr.*, **71**, 130–134 (2000)
  - 34) Scagliusi, F.B., Ferrioli, E., Pfrimer, K., et al.: Characteristics of women who frequently under report their energy intake: a doubly labelled water study, *Eur. J. Clin. Nutr.*, **63**, 1192–1199 (2009)
  - 35) International Atomic Energy Agency: Assessment of body composition and total energy expenditure in Humans using stable isotope techniques (2009) IAEA, Vienna
  - 36) Ogawa, K., Tsubono, Y., Nishino, Y., et al.: Inter- and intra-individual variation of food and nutrient consumption in a rural Japanese population, *Eur. J. Clin. Nutr.*, **53**, 781–785 (1999)
  - 37) Tokudome, Y., Imaeda, N., Nagaya, T., et al.: Daily, weekly, seasonal, within- and between-individual variation in nutrient intake according to four season consecutive 7 day weighed diet records in Japanese female dietitians, *J. Epidemiol.*, **12**, 85–92 (2002)
  - 38) Ma, Y., Olendzki, B.C., Pagoto, S.L., et al.: Number of 24-hour diet recalls needed to estimate energy intake, *Ann. Epidemiol.*, **19**, 553–559 (2009)
- （受付：平成22年5月10日，受理：平成23年2月4日）

## Accuracy of Energy Intake Estimation by Weighed Dietary Record among Japanese Adults

Kazuko Ishikawa-Takata<sup>\*1</sup>, Kyoko Bessyo<sup>\*1,\*2</sup>, Shigeho Tanaka<sup>\*1</sup> and Izumi Tabata<sup>\*1,\*3</sup>

<sup>\*1</sup>National Institute of Health and Nutrition, Program of Exercise and Health Promotion

<sup>\*2</sup>Seitoku University, Faculty of Human Nutrition

<sup>\*3</sup>Ritsumeikan University, Faculty of Sport and Health Science

---

### ABSTRACT

**Objective:** To examine the accuracy of total energy intake (TEI) estimation by using weighed food record in comparison with total energy expenditure (TEE) measurement by using the doubly labeled water method.

**Methods:** Forty-eight Japanese (men: 24, women: 24; age range: 20~69 years) were analyzed. TEI was calculated from weighted food records and simultaneously taking digital photographs. The corrected TEE (cTEE) was calculated from daily TEE measured by using the doubly labeled water method and change in body weight during the 2-week study period.

**Results:** The TEE and TEI were  $2,819 \pm 620$  and  $2,308 \pm 466$  kcal/day for men; and  $2,045 \pm 501$  and  $1,823 \pm 414$  kcal/day for women, respectively. TEI was significantly underestimated in men ( $-15.2 \pm 21.5\%$ ), while there was no significant underestimation of TEI in women. There was no significant systematic error by the amount of TEI. The intraclass correlation coefficient (0.344; 95% confidence interval, 0.063~0.574) and Spearman's rank correlation coefficient (0.460,  $p = 0.001$ ) were weak to moderate in magnitude. The estimation error was influenced by the number of food items recorded, number of times the men ate over 3 days, and age in women.

**Conclusions:** Future studies are warranted to clarify the accuracy of TEI estimation in terms of the differences in dietary surveys, characteristics of subjects, and the estimation error of the amount of intake for each food group and nutrients.

Jpn. J. Nutr. Diet., 69 (2) 57~66 (2011)

**Key words:** doubly labeled water method, total energy intake, weighed food record, underestimation, dietary survey

## Real-time estimation of daily physical activity intensity by a triaxial accelerometer and a gravity-removal classification algorithm

Kazunori Ohkawara<sup>1,2\*</sup>, Yoshitake Oshima<sup>3</sup>, Yuki Hikihara<sup>4</sup>, Kazuko Ishikawa-Takata<sup>1</sup>, Izumi Tabata<sup>1,5</sup> and Shigeho Tanaka<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Health Promotion and Exercise Program, National Institute of Health and Nutrition, 1-23-1 Toyama, Shinjuku-ku, Tokyo 162-8636, Japan

<sup>2</sup>Center for Human Nutrition, University of Colorado Denver, Denver, CO, USA

<sup>3</sup>Research and Development Department, Omron Healthcare Company Limited, Kyoto, Japan

<sup>4</sup>Faculty of Engineering, Chiba Institute of Technology, Narashino, Japan

<sup>5</sup>Faculty of Sport and Health Sciences, Ritsumeikan University, Shiga, Japan

(Received 14 June 2010 – Revised 18 November 2010 – Accepted 19 November 2010)

### Abstract

We have recently developed a simple algorithm for the classification of household and locomotive activities using the ratio of unfiltered to filtered synthetic acceleration (gravity-removal physical activity classification algorithm, GRPACA) measured by a triaxial accelerometer. The purpose of the present study was to develop a new model for the immediate estimation of daily physical activity intensities using a triaxial accelerometer. A total of sixty-six subjects were randomly assigned into validation ( $n$  44) and cross-validation ( $n$  22) groups. All subjects performed fourteen activities while wearing a triaxial accelerometer in a controlled laboratory setting. During each activity, energy expenditure was measured by indirect calorimetry, and physical activity intensities were expressed as metabolic equivalents (MET). The validation group displayed strong relationships between measured MET and filtered synthetic accelerations for household ( $r$  0.907,  $P < 0.001$ ) and locomotive ( $r$  0.961,  $P < 0.001$ ) activities. In the cross-validation group, two GRPACA-based linear regression models provided highly accurate MET estimation for household and locomotive activities. Results were similar when equations were developed by non-linear regression or sex-specific linear or non-linear regressions. Sedentary activities were also accurately estimated by the specific linear regression classified from other activity counts. Therefore, the use of a triaxial accelerometer in combination with a GRPACA permits more accurate and immediate estimation of daily physical activity intensities, compared with previously reported cut-off classification models. This method may be useful for field investigations as well as for self-monitoring by general users.

**Key words:** Non-exercise activity thermogenesis: Accelerometry: Household activity: Locomotive activity: Metabolic equivalents

Low physical activity (PA) levels in daily life are probably correlated with obesity and other diseases<sup>(1)</sup>. According to the International Association for the Study of Obesity, prevention of weight regain in formerly obese individuals requires 60–90 min of daily moderate activity or lesser amounts of vigorous activity, with 45–60 min of daily moderate activity required to prevent the transition to overweight or obese<sup>(2)</sup>. In addition to exercise, non-exercise activity thermogenesis, a much larger part of daily PA, may also contribute to obesity prevention<sup>(3,4)</sup>. Therefore, assessment of the type, quantity and intensity of PA is important for the development of strategies to prevent

obesity and chronic diseases. However, accurate methods for the measurement of energy expenditures (EE) induced by various PA under free-living conditions are still under consideration.

At present, several methods are used for the measurement of EE in a field setting<sup>(5,6)</sup>. The doubly labelled water method displays high accuracy for the measurement of 24 h EE under free-living conditions. However, this method can only evaluate total EE and cannot provide day-to-day or minute-by-minute variations. Although questionnaires could individually measure PA intensity and EE (as value by intensity  $\times$  time) in addition to the PA type,

**Abbreviations:** ACC<sub>fl</sub>, filtered synthetic acceleration; ACC<sub>unfl</sub>, unfiltered synthetic acceleration; EE, energy expenditure; GRPACA, gravity-removal physical activity classification algorithm; MET, metabolic equivalent; PA, physical activity.

\* **Corresponding author:** K. Ohkawara, fax +81 3 3204 1761, email ohkawara@nih.go.jp

the accuracy of these methods is not sufficient<sup>(7)</sup>. On the other hand, accelerometers are objective, small, non-invasive tools for measuring PA intensity and EE, with the potential to measure locomotive as well as household activities<sup>(8–10)</sup>. Furthermore, activity monitors such as accelerometers or pedometers may serve as useful tools for promoting active life behaviour<sup>(11,12)</sup>.

At the least, uniaxial and triaxial accelerometers can accurately estimate the intensity of ambulatory activities<sup>(13–15)</sup>. However, the intensities of household activities such as vacuuming and sweeping cannot be accurately estimated by accelerometers, possibly leading to underestimation of total EE by algorithms based on locomotive activities<sup>(14)</sup>. Indeed, different relationships between counts per minute and metabolic equivalents (MET) observed for locomotive *v.* household activities led to MET underestimation for household activities<sup>(13–15)</sup>. Time spent in sedentary and light activities is also underestimated by locomotion-based equations<sup>(16)</sup>. Therefore, accurate MET estimation for household and sedentary activities is required in addition to locomotive activity.

Recently, several studies have attempted to discriminate between PA types using accelerometer counts<sup>(17–20)</sup>. Although these algorithms have improved accuracy for estimating the MET of various activities compared with single regression models, some limitations remain: percentage of correct classification was slightly lower in some types of PA<sup>(21,22)</sup>; multiple sensors make it difficult to continuously wear the device on the body<sup>(26)</sup>; estimation is a complex procedure requiring large amounts of data, a barrier for applied researchers as well as for the general public. An accelerometer-based algorithm that accurately and immediately estimates PA intensity would be a useful tool for assessing PA in free-living conditions, as well as for promoting active life behaviour in general users. We have recently developed a simple but accurate algorithm for the classification of locomotive and household activities, using the ratio of unfiltered to filtered synthetic acceleration ( $ACC_{unfil}/ACC_{fil}$ ) combined with a gravity-removal PA classification algorithm (GRPACA)<sup>(27)</sup>. A correct classification percentage of almost 100% was achieved during our selected activities. Furthermore, we have confirmed the separation of sedentary activities from both locomotive and household activities by accelerometer counts. Therefore, the purpose of the present study was to develop a new model for instantly estimating the intensity of daily PA using a triaxial accelerometer.

## Subjects and methods

### Subjects

A total of sixty-six subjects (thirty-one males and thirty-five females) volunteered to participate in the present study. The present study was conducted according to the guidelines laid down in the Declaration of Helsinki, and all

procedures involving human subjects were approved by the Ethical Committee of the National Institute of Health and Nutrition in Tokyo, Japan. Subjects were excluded from the study if they had any contraindications to exercise, or if they were physically unable to complete the activities. Descriptive characteristics of the study subjects are presented in Table 1. Subjects were randomly assigned into validation (*n* 44) and cross-validation (*n* 22) groups. Before measurement, the purpose and procedure of the study were explained in detail. Informed consent was signed by all subjects.

### Anthropometric measurements

Before performing PA, body weight was measured by a digital scale to the nearest 0.1 kg, with the subjects dressed in light clothing. Barefoot standing height was measured to the nearest 0.1 cm using a wall-mounted stadiometer (YL-65S; Yagami, Nagoya, Japan). BMI was calculated as body weight (kg) divided by height squared (m<sup>2</sup>).

### Experimental protocol

Fasting subjects visited the laboratory in the morning of the experimental day. After anthropometric measurements, they performed fourteen activities with a facemask and Douglas bag while wearing a triaxial accelerometer on the left side of the waist. The selected activities were as follows: (1) sedentary activity – resting in the supine position as BMR, resting in the sitting position as RMR and personal computer work; (2) household activity – laundry, dishwashing, moving a small load (5 kg) and vacuuming; (3) locomotive activity – slow walking (3.3 km/h), normal walking (4.2 km/h), brisk walking (6.0 km/h), normal walking while carrying a bag (3 kg) in the hand, jogging (8.4 km/h) on a track, and ascending and descending stairs at personal normal speeds without using handrails. These activities were chosen as representative activities of daily life, based on our observations in a preliminary study using the activity records of other subjects. The subjects were permitted to consume only drinking-water during the experiment. They were instructed to lie down quietly for 30 min, and then BMR was measured for two periods of 10 min, followed by RMR measurement for 10 min. Subsequently, the other activities were performed for 3–7 min. The entire experimental protocol took each subject about 4.5 h to complete, and there was enough rest between activities to eliminate any carry-over effect from one activity to another. Each subject performed the experiment following the same schedule. The expired air for the subject in each activity was collected under a steady state. We defined the beginning of the steady state as 2–3 min after starting an activity, depending on the activity intensity<sup>(28)</sup>. This experimental protocol has previously been described in detail<sup>(27)</sup>.

Table 1. Physical characteristics of the subjects in each group (Mean values and standard deviations)

	Validation group*						Cross-validation group*						Total					
	Men (n 21)		Women (n 23)		All (n 44)		Men (n 10)		Women (n 12)		All (n 22)		Men (n 31)		Women (n 35)		All (n 66)	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
Age (years)	42.2	14.4	43.0	13.1	42.6	13.7	41.9	14.3	42.0	11.4	42.0	12.8	42.1	14.6	42.6	12.7	42.4	13.5
Height (cm)	170.2	5.8	159.3	5.4	164.5	7.8	170.2	7.5	156.9	5.2	162.9	9.2	170.2	6.5	158.5	5.5	164.0	8.4
Weight (kg)	68.3	15.1	55.6	9.8	61.6	14.1	68.2	11.9	54.9	7.6	61.0	11.8	68.3	14.3	55.3	9.2	61.4	13.4
BMI (kg/m <sup>2</sup> )	23.4	4.2	21.9	3.7	22.6	4.0	23.4	3.2	22.3	2.9	22.8	3.1	23.4	4.0	22.0	3.5	22.7	3.7

\* Subjects were randomly assigned into validation (67 %) and cross-validation (33 %) groups matched for age, height and weight.

Indirect calorimetry

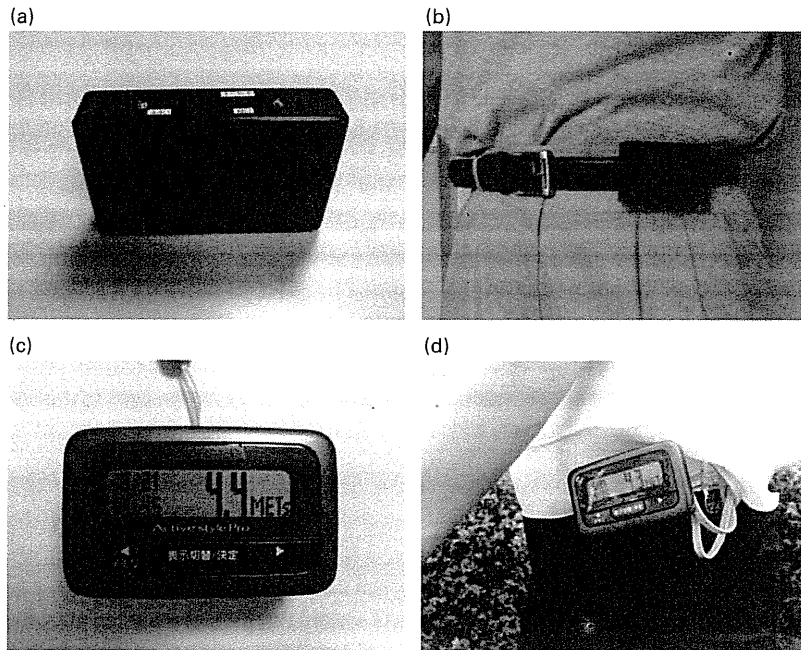
During each activity, the subject's expired air was collected in a Douglas bag. Expired O<sub>2</sub> and CO<sub>2</sub> gas concentrations were measured by MS (ARCO-1000; Arco System, Kashiwa, Japan), and gas volume was determined using a certified dry gas meter (DC-5; Shinagawa, Tokyo, Japan). For each measurement, the gas analyser was initially calibrated using a certified gas mixture and atmospheric air. EE was estimated from VO<sub>2</sub> and VCO<sub>2</sub> using Weir's equation<sup>(29)</sup>. MET values as reference were calculated as EE during the activities divided by the measured RMR.

Triaxial accelerometer

We used a triaxial accelerometer with 4 GB of memory consisting of Micro Electro Mechanical Systems-based accelerometers (LIS3LV02DQ; ST-Microelectronics, Geneva, Switzerland), which respond to both acceleration due to movement and gravitational acceleration. The sensor was built into a plastic case without a liquid crystal display and was designed to be clipped to a waist belt (size: 80 × 50 × 20 mm; weight: approximately 60 g including batteries). Anteroposterior (*x*-axis), mediolateral (*y*-axis) and vertical (*z*-axis) acceleration measurements were obtained during each activity at a rate of 32 Hz to 12 bit accuracy. The range of the acceleration data of each axis is ± 6 G, resulting in a resolution of 3 mG. The acceleration data were uploaded to a personal computer.

The signals obtained from the triaxial accelerometer were processed in the following way. Each of the three signals from the triaxial accelerometer was passed through a high-pass filter with a cut-off frequency of 0.7 Hz, in order to remove the gravitational acceleration component from the signal. We calculated the synthetic acceleration of all three axes (vector magnitude  $\sqrt{x^2 + y^2 + z^2}$ ) using signals before and after high-pass filtering. Then, the ratio of ACC<sub>unfil</sub> to ACC<sub>fil</sub> was calculated. The acceleration signals, calculated as the average of the absolute value of the accelerometer output of each axis from 10 s epochs at the middle of each activity, were processed to various acceleration output variables. In our previous study, we reported the algorithm for the classification of household and locomotive activities by the ACC<sub>unfil</sub>:ACC<sub>fil</sub> ratio which resulted in almost 100 % correct demarcation for our eleven selected activities<sup>(27)</sup>.

A commercial product (Activity Style Pro HJA-350IT; Omron Healthcare, Kyoto, Japan) has been developed from the prototype accelerometer that we made in the present study. This commercial device measures 74 × 46 × 34 mm and weighs 60 g, including batteries. The liquid crystal display in this device has several modes that provide different types of information: (1) a research mode that provides no information; (2) a mode that displays step counts; (3) a mode that displays real-time MET intensity. Both devices are shown in Fig. 1.



**Fig. 1.** Prototype accelerometer used in the present study and a commercial accelerometer based on the algorithm developed in the present study. (a) Prototype accelerometer that was used to perform all measurements; (b) subjects wore the prototype accelerometer on the waist with a clip during the entire protocol; (c) commercial accelerometer based on the algorithm that was developed in the present study; (d) real-time metabolic equivalents (MET) are shown on the liquid crystal display (LCD) of the commercial accelerometer (the LCD can also show step counts).

**Table 2.** Energy expenditure, metabolic equivalents (MET), accelerations and acceleration ratios for each activity in the validation group (Mean values and standard deviations, *n* 44)

	Energy expenditure (kJ/min)		MET*		MET†		Unfiltered synthetic acceleration (mG)		Filtered synthetic acceleration (mG)		Ratio of unfiltered synthetic acceleration to filtered synthetic acceleration	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
<b>Light activity</b>												
Resting in the sitting position ( <i>n</i> 44)	4.142	0.79	–	–	–	–	5.6	1.8	2.6	0.6	2.15	0.63
Resting in the supine position ( <i>n</i> 44)	3.765	0.79	0.91	0.05	0.89	0.10	4.6	2.4	2.1	0.7	2.14	0.88
Personal computer work ( <i>n</i> 42)	4.602	1.00	1.12	0.08	1.08	0.12	10.2	3.7	5.7	1.7	1.80	0.37
<b>Household activity</b>												
Laundry ( <i>n</i> 44)	9.706	2.59	2.34	0.37	2.26	0.31	154.1	38.4	50.2	11.5	3.11	0.57
Dishwashing ( <i>n</i> 43)	7.614	2.01	1.84	0.34	1.77	0.30	56.8	17.9	26.3	6.7	2.20	0.64
Moving a small load ( <i>n</i> 44)	18.32	4.98	4.40	0.68	4.27	0.63	360.5	51.9	157.1	21.5	2.32	0.35
Vacuuming ( <i>n</i> 42)	12.34	3.01	2.97	0.52	2.88	0.53	153.2	34.3	82.8	24.9	1.92	0.39
<b>Locomotive activity</b>												
Slow walking ( <i>n</i> 44)	13.01	3.39	3.12	0.45	3.03	0.42	245.5	47.4	240.1	48.1	1.02	0.02
Normal walking ( <i>n</i> 44)	15.22	3.81	3.67	0.55	3.56	0.49	320.8	48.7	313.8	48.7	1.02	0.02
Brisk walking ( <i>n</i> 44)	19.53	5.10	4.70	0.76	4.56	0.75	428.4	69.6	426.8	72.2	1.01	0.02
Walking while carrying a bag ( <i>n</i> 44)	17.90	4.14	4.33	0.60	4.20	0.59	361.5	51.8	355.7	51.9	1.02	0.02
Jogging ( <i>n</i> 44)	39.24	9.37	9.42	0.98	9.16	1.18	974.2	118.6	954.0	116.7	1.02	0.02
Ascending stairs ( <i>n</i> 39)	31.54	6.86	7.64	0.75	7.32	0.61	232.4	29.5	220.1	29.1	1.06	0.04
Descending stairs ( <i>n</i> 41)	13.38	3.31	3.20	0.44	3.09	0.42	287.9	50.6	277.2	49.4	1.04	0.02

\*MET were calculated as energy expenditure for each activity divided by energy expenditure for resting in the sitting position.

†MET were calculated as energy expenditure for each activity divided by 4.184 kJ/kg per h.

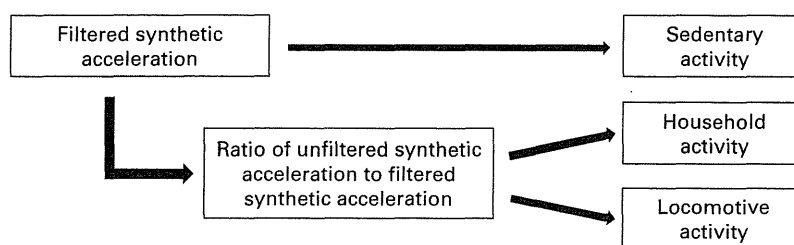


Fig. 2. Algorithm for the classification of three different activity types, using a triaxial accelerometer.

### Statistical analysis

All values are presented as means and standard deviations. Differences are considered to be statistically significant if the  $P$  value is less than 0.05. The relationship between measured MET and the  $ACC_{fil}$  count in the validation group was evaluated by Pearson's correlation coefficient ( $r$ ) and the standard error of the estimate. Linear and non-linear regression models were used in the validation group to develop equations to predict MET based on the intensity of PA, as measured by the  $ACC_{fil}$  count. Differences between measured and estimated MET in the cross-validation group were assessed by one-way ANOVA followed by Dunnett's *post hoc* test or a paired

$t$  test. Bland–Altman plots were used to graphically show the variability in individual error scores in the cross-validation group<sup>(30)</sup>. All statistical analyses were performed using SPSS version 15.0J for Windows (SPSS, Inc., Chicago, IL, USA).

### Results

Data collected during the present study were analysed if both MET and  $ACC$  could be correctly measured during each activity. Mean EE, MET,  $ACC_{unfil}$ ,  $ACC_{fil}$  and the  $ACC_{unfil}:ACC_{fil}$  ratio for each activity are shown in Table 2. As suggested previously<sup>(16)</sup>, the one-regression models overestimate MET for light activity; we observed

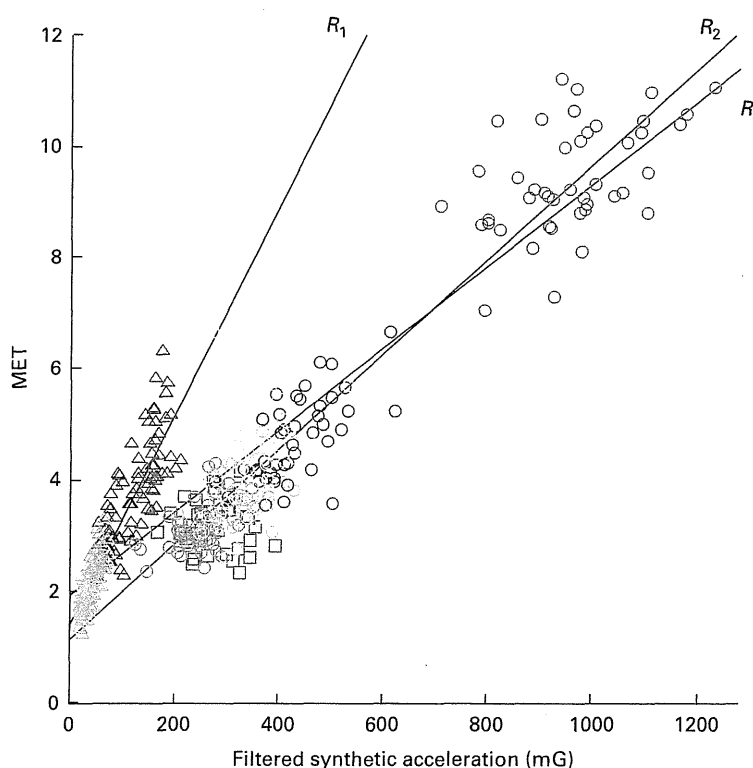


Fig. 3. Relationships between measured metabolic equivalents (MET) and filtered synthetic accelerations during locomotive and household activities in the validation group ( $n$  44).  $R_1$  ( $r$  0.907,  $P$  < 0.001), regression line for household activities only;  $R_2$  ( $r$  0.930,  $P$  < 0.001), regression line for combined household and locomotive activities;  $R_3$  ( $r$  0.961,  $P$  < 0.001), regression line for locomotive activity only. Ascending and descending stairs were removed from the regression analyses for  $R_1$ ,  $R_2$  and  $R_3$ .  $\Delta$ , Laundry;  $\triangle$ , dishwashing;  $\triangle$ , moving a small load;  $\triangle$ , vacuuming;  $\circ$ , slow walking;  $\circ$ , normal walking;  $\circ$ , brisk walking;  $\circ$ , walking while carrying a bag;  $\circ$ , jogging;  $\circ$ , ascending stairs;  $\square$ , descending stairs.

**Table 3.** Equations for estimating metabolic equivalents (MET) in locomotive and household activities by using filtered synthetic acceleration ( $ACC_{fil}$ , mG) in the validation group ( $n$  44)  
( $r$  Values and standard errors of the estimate (SEE))

	Equation	$r$	SEE (MET)
Linear regression model			
Model 1			
Locomotive plus household activities	$MET = 1.9494 + 0.0074 \times ACC_{fil}$	0.930*	0.804
Model 2			
Locomotive activity only	$MET = 1.1372 + 0.0085 \times ACC_{fil}$	0.961*	0.658
Household activity only	$MET = 1.4023 + 0.0188 \times ACC_{fil}$	0.907*	0.460
Non-linear regression model			
Model 3			
Locomotive activity only	$MET = 0.8944 + 0.0126 \times ACC_{fil}^{0.947}$	0.961*	0.657
Household activity only	$MET = 0.8149 + 0.1014 \times ACC_{fil}^{0.701}$	0.910*	0.453
Sex-specific linear regression model			
Model 4			
Locomotive activity only (male)	$MET = 0.8766 + 0.0088 \times ACC_{fil}$	0.968*	0.634
Locomotive activity only (female)	$MET = 1.3488 + 0.0083 \times ACC_{fil}$	0.955*	0.658
Household activity only (male)	$MET = 1.4022 + 0.0181 \times ACC_{fil}$	0.911*	0.446
Household activity only (female)	$MET = 1.3951 + 0.0195 \times ACC_{fil}$	0.907*	0.470
Sex-specific non-linear regression model			
Model 5			
Locomotive activity only (male)	$MET = 0.6714 + 0.0120 \times ACC_{fil}^{0.959}$	0.968*	0.633
Locomotive activity only (female)	$MET = 0.5367 + 0.0284 \times ACC_{fil}^{0.834}$	0.956*	0.654
Household activity only (male)	$MET = 1.3172 + 0.0254 \times ACC_{fil}^{0.939}$	0.911*	0.445
Household activity only (female)	$MET = 0.2828 + 0.2393 \times ACC_{fil}^{0.563}$	0.915*	0.451

\* $P < 0.001$ .

a similar result (data not shown). Therefore, we modelled the classification of our selected activities into three types of activities: sedentary, household and locomotive (Fig. 2). Sedentary activities are discriminated from household and locomotive activities, because  $ACC_{fil}$  for sedentary activities was lower than for other activities. Household and locomotive activities are classified by the  $ACC_{unfil}:ACC_{fil}$  ratio according to our previous study (1.16)<sup>(27)</sup>.

Fig. 3 depicts the relationship between measured MET and  $ACC_{fil}$  during household and locomotive activities performed by the validation group. The correlation coefficients for locomotive ( $r$  0.961,  $P < 0.001$ ), household ( $r$  0.907,  $P < 0.001$ ) and combined household and locomotive activities ( $r$  0.930,  $P < 0.001$ ) were high. We developed linear and non-linear regressions for estimating the intensities of household and locomotive activities; ascending and descending stairs were excluded from developing regressions, because the relationships between MET and  $ACC_{fil}$  for ascending and descending stairs differed from the relationship for the other locomotive activities (Table 3). As a result, the linear regression calculated with combined data of household and locomotive activities had a lower  $r$  value compared with all other regressions for locomotive activities only. Regressions for only household activities had slightly lower  $r$  values than those for all activities, but the regression standard errors of estimate were improved. Table 4 shows the cross-validation for all regressions. Significant differences were observed between measured values and values estimated from model 1 for most activities. However, models 2–5 accurately estimated the intensity of most household and locomotive activities,

with the exceptions of ascending and descending stairs from models 2–5 and normal walking from models 2, 4 and 5, although the differences for normal walking were relatively small. In the cross-validation group, household and locomotive activities were correctly classified 100% of the time by the  $ACC_{unfil}:ACC_{fil}$  threshold reported previously<sup>(27)</sup>. Bland–Altman plots showed that there was improved accuracy of individual activities with models 2–5 compared with model 1 (Fig. 4). Although all models tended to underestimate higher vigorous intensity activity with significant  $r^2$  values ( $P < 0.05$ ), household activities were clearly well estimated by models 2–5. The results of the present study remained consistent, whether estimated from linear or non-linear regressions or from sex-specific regressions.

Fig. 5 depicts the relationship between measured MET and  $ACC_{fil}$  during sedentary activities performed by the validation group. We selected three activities to represent sedentary activities. As shown in Fig. 5, we calculated the regression equation for estimating the intensity of sedentary activities by including dishwashing with the lowest MET on average in our selected household and locomotive activities. The threshold for the classification between sedentary activities and other activities was determined by the point of intersection in the linear regressions for sedentary activities and household activities (29.9 mG). With these threshold and regression equations, resting in the supine position (mean difference 0.04 (SD 0.06) MET,  $P < 0.01$ ), personal computer work (mean difference  $-0.03$  (SD 0.09) MET, NS) and dishwashing (mean difference 0.02 (SD 0.31) MET, NS) were estimated adequately in the cross-validation group.



**Table 4.** Absolute and percentage of differences between measured and estimated metabolic equivalents (MET) from five equation models for household and locomotive activities in the cross-validation group

(Mean values and standard deviations, *n* 22)

	Model 1†				Model 2‡				Model 3§				Model 4				Model 5¶			
	Absolute difference		% Difference		Absolute difference		% Difference		Absolute difference		% Difference		Absolute difference		% Difference		Absolute difference		% Difference	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
Laundry ( <i>n</i> 22)	0.12	0.33	8.3	16.0	0.07	0.30	5.3	14.4	0.09	0.30	6.0	14.4	0.07	0.30	5.4	14.6	0.09	0.31	6.1	15.0
Dishwashing ( <i>n</i> 21)	0.36	0.27	23.7***	21.3	0.11	0.27	9.0	19.1	0.03	0.29	3.8	19.6	0.11	0.27	8.8	19.0	0.03	0.31	3.9	20.6
Moving a small load ( <i>n</i> 22)	-1.46	0.72	-30.4***	10.3	-0.22	0.69	-3.0	14.4	-0.25	0.70	-3.5	14.3	-0.22	0.72	-2.7	14.8	-0.23	0.72	-2.9	14.7
Vacuuming ( <i>n</i> 22)	-0.46	0.73	-10.4**	19.7	-0.05	0.64	3.0	22.2	0.04	0.64	6.2	23.0	-0.05	0.64	3.1	21.9	0.04	0.65	6.0	22.4
Slow walking ( <i>n</i> 21)	0.63	0.42	21.5***	14.8	0.10	0.45	4.2	14.6	0.07	0.47	3.2	15.0	0.12	0.41	4.8	13.6	0.06	0.44	2.9	14.3
Normal walking ( <i>n</i> 21)	0.67	0.48	19.8***	15.1	0.23	0.50	7.6*	14.3	0.22	0.50	7.4	14.4	0.22	0.48	7.4*	13.7	0.23	0.48	7.7*	14.0
Brisk walking ( <i>n</i> 22)	0.34	0.70	9.1	15.7	0.03	0.72	2.4	15.1	0.04	0.72	2.6	15.2	0.04	0.69	2.5	14.7	0.09	0.69	3.6	15.0
Walking while carrying a bag ( <i>n</i> 22)	0.34	0.59	9.8*	15.3	-0.06	0.61	0.1	14.6	-0.06	0.61	0.1	14.7	-0.06	0.57	0.1	13.8	-0.03	0.58	0.7	14.1
Jogging ( <i>n</i> 20)	-0.50	1.39	-3.8	13.9	-0.18	1.44	-0.4	14.9	-0.23	1.43	-0.9	14.7	-0.17	1.42	-0.3	14.7	-0.19	1.38	-0.6	14.3
Ascending stairs ( <i>n</i> 19)	-4.13	0.78	-53.3***	4.9	-4.69	0.78	-60.6***	4.5	-4.73	0.78	-61.2***	4.6	-4.68	0.81	-60.5***	4.8	-4.75	0.80	-61.4***	4.7
Descending stairs ( <i>n</i> 20)	1.13	0.73	40.7***	30.0	0.68	0.78	25.6**	29.2	0.66	0.79	25.1**	29.5	0.70	0.79	26.2**	28.9	0.69	0.81	26.1**	29.6

Mean values were significantly different compared with measured MET: \**P*<0.05, \*\**P*<0.01, \*\*\**P*<0.001.

† Linear regression model for estimating locomotive and household activities together.

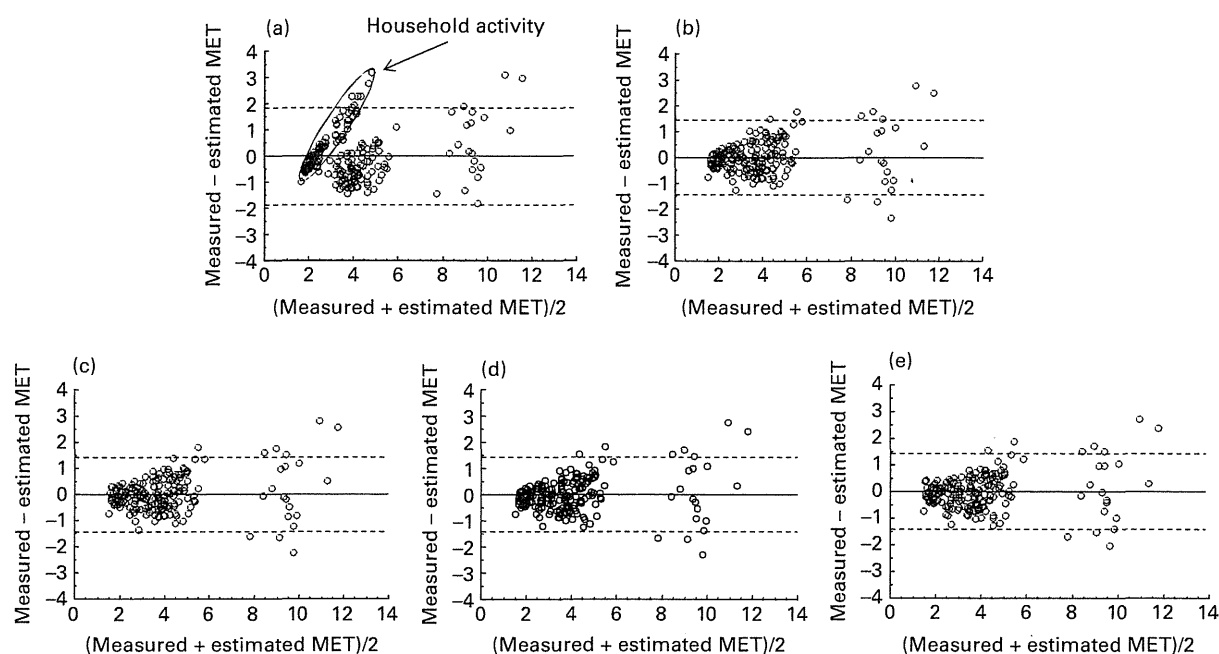
‡ Linear regression model for estimating locomotive and household activities separately.

§ Non-linear regression model for estimating locomotive and household activities separately.

|| Sex-specific linear regression model for estimating locomotive and household activities separately.

¶ Sex-specific non-linear regression model for estimating locomotive and household activities separately.

Physical activity estimation by accelerometer



**Fig. 4.** Bland-Altman analysis. Differences between measured and estimated metabolic equivalents (MET) are plotted against measured and estimated mean MET for household and locomotive activities. (a) Model 1, linear regression model for estimating locomotive and household activities together ( $r$  0.237); (b) model 2, linear regression model for estimating locomotive and household activities separately ( $r$  0.207); (c) model 3, non-linear regression model for estimating locomotive and household activities separately ( $r$  0.219); (d) model 4, sex-specific linear regression model for estimating locomotive and household activities separately ( $r$  0.212); (e) model 5, sex-specific non-linear regression model for estimating locomotive and household activities separately ( $r$  0.207). —, Mean; ---, 95% CI of the observations.

#### Final model for estimating intensity of physical activity (n 66)

If  $29.9 \text{ mG} > \text{ACC}_{\text{fil}}$ ,

$$\text{Sedentary activity: MET} = 0.8823 + 0.0351 \times \text{ACC}_{\text{fil}}.$$

If  $29.9 \text{ mG} \leq \text{ACC}_{\text{fil}}$ ,

Then if  $1.16 \leq \text{ACC}_{\text{unfil}}:\text{ACC}_{\text{fil}}$  ratio.

$$\text{Household activity: MET} = 1.3435 + 0.0196 \times \text{ACC}_{\text{fil}}.$$

Else if  $1.16 > \text{ACC}_{\text{unfil}}:\text{ACC}_{\text{fil}}$  ratio.

$$\text{Locomotive activity: MET} = 1.1128 + 0.0086 \times \text{ACC}_{\text{fil}}.$$

#### Discussion

We have developed a new model to estimate the intensity of daily PA, using a triaxial accelerometer in combination with a novel PA classification algorithm. We classified PA into locomotive, household and sedentary activities with thresholds determined by the  $\text{ACC}_{\text{unfil}}:\text{ACC}_{\text{fil}}$  ratio (GRPACA) or accelerometer counts<sup>(27)</sup>. The rate of correct classification was excellent: 100% of the activities performed by our subjects were correctly classified as locomotive or household. With our new classification algorithm,

the regressions clearly improved the accuracy of estimating the intensity of various PA, compared with a non-classification model. This novel method is capable of estimating the intensity of PA accurately and immediately, serving as a practical field tool for researchers as well as for general users.

In agreement with previous studies<sup>(18–21,31)</sup>, we observed that the multiple equation model improved the accuracy of estimating household and locomotive activity intensities, compared with the one-equation model; accuracy improvements occurred for household activities in particular. With the exceptions of ascending and descending stairs, average percentage differences were within 10% in the two-equation model, with more than 10% differences in several activities in the one-equation model. Furthermore, we attempted to estimate the intensity of PA with non-linear regression and sex-specific regression (or non-regression) models. Prediction errors obtained from the linear and non-linear regression models were comparable in the present study (Table 4). While it is still controversial whether the linear or non-linear regression model is a better predictive model<sup>(8)</sup>, inclusion of the GRPACA did not necessitate non-linear or sex-specific regression equations. To our knowledge, there is no evidence of a quadratic relationship between MET and accelerometer counts in various PA. Therefore, the linear regression model may obtain comparable predictions as the non-linear regression model in the present

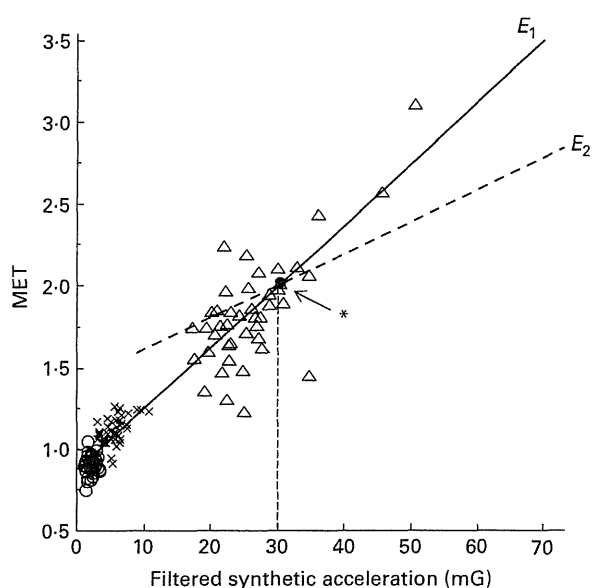


Fig. 5. Relationship between measured metabolic equivalents (MET) and filtered synthetic accelerations during sedentary activities in the validation group ( $n = 44$ ).  $E_1$  ( $r = 0.942$ ,  $P < 0.001$ , standard error of estimate 0.151 MET), regression line for sedentary activities;  $E_2$ , regression line for household activities. \*Threshold point for the classification between sedentary and household activities (29.9 mG). Dishwashing was included in both  $E_1$  and  $E_2$ . O, Resting in the supine position; X, personal computer work;  $\Delta$ , dishwashing.

study, under actual free-living conditions. Furthermore, the sex-specific equation model did not provide a more accurate estimation (Table 4), indicating that we have developed new equations by linear regressions without taking sex into account.

Accurate estimation of sedentary activities is important, as many people perform sedentary activities at least several hours/d<sup>(32,33)</sup>. Previously developed accelerometer-based models overestimate the intensity of sedentary activities<sup>(16)</sup>. In the present study, sedentary activities clearly had lower accelerometer counts than other activities. Initially, we hypothesised that the cut-off threshold between intensities of sedentary and other activities should be the midpoint of the highest sedentary accelerometer count and the lowest accelerometer count from the other activities. However, in the present study, we observed a small gap between sedentary and household activities in the relationship between MET and ACC<sub>fil</sub>. Therefore, we developed the equation for sedentary activities by including dishwashing, which displayed the lowest accelerometer counts of our household or locomotive activity. Using this consideration, activities about 1.5 MET could be estimated accurately. Therefore, we have classified an activity of less than 2 MET as a sedentary activity, using a cut-off threshold determined by accelerometer counts.

Although PA intensity estimates were improved with our model, we could not directly compare the present results with previously reported models designed for

data collecting and developing equations. However, our accuracies for some activities, such as personal computer work, vacuuming and dishwashing, are slightly better than the results obtained by Crouter *et al.*<sup>(18–21,34)</sup>, who used two equations with a classification algorithm based on the CV of the acceleration count. Moreover, our model possesses the following advantages over previous models: (1) our classification algorithm is accurate but simple, leading to immediate estimation of PA intensity following a long period of data collection; (2) our measuring device is secured to the waist by a clip only; (3) the Douglas bag method, not a portable analyser, was used as the reference method; (4) MET were calculated with measured RMR (not 3.5 ml/kg per min or 4.2 kJ/kg per h (1 kcal/kg per h)); (5) values from a triaxial accelerometer, not a uniaxial accelerometer, were used for developing equations.

Several algorithms have been developed for PA classification. These algorithms were constructed using the CV of the acceleration count based on the ActiGraph or Actical devices<sup>(18–21,34)</sup> or using the ratio of vertical acceleration counts to horizontal acceleration counts based on the ActivTracer device<sup>(22,25)</sup>. In these studies, the percentage of correct classifications does not seem to be high, even for the subjects used in the classification development. Our algorithm may classify locomotive and household activities with higher accuracy. On the other hand, other reported classification algorithms<sup>(26,35,36)</sup> were developed to divide PA into further subtypes. These additional divisions require a large quantity of data, a complex calculation process or the placement of sensors over the whole body; it is difficult to maintain battery power over long periods, to check PA intensities in real time and to wear and remove the device easily. Our device is worn just on the waist, is held by a clip and PA intensities were displayed immediately. This unique device is useful for applied researchers or professional health advisers to investigate PA in the field, and general users can monitor their activity status by themselves, as the commercial product has a liquid crystal display that can indicate real-time MET values or step counts.

We employed the Douglas bag method as a reference for measuring EE, while previous studies used a portable metabolic system such as Aerosport TEEM 100 or COSMED K4b2. For these portable metabolic systems, validation of assessing EE during PA has been reported<sup>(37–40)</sup>. A portable metabolic system also has the advantage of measuring various dynamic activities outdoors. However, portable metabolic systems slightly overestimate or underestimate O<sub>2</sub> uptake during exercise testing, compared with reference methods<sup>(40–43)</sup>. Therefore, the Douglas bag method may be preferable to a portable metabolic system as a reference method for measuring EE during various types of PA.

Whether measured values or a constant value of 3.5 ml/kg should be used for the RMR value of 1 MET

is debatable. Typical values for the normal-weight population were 3.5 ml/kg per min and 4.2 kJ/kg per h (1 kcal/kg per h). However, average measured RMR were much lower than 3.5 ml/kg per min or 4.2 kJ/kg per h (1 kcal/kg per h) in 671 subjects, although many were overweight or obese<sup>(44)</sup>. In particular, body composition contributed to the variance in RMR. In the present study, the average RMR value was 4.1 kJ/kg per h (0.99 kcal/kg per h), but the standard deviation was relatively large (0.8 kJ/kg per h (0.19 kcal/kg per h)). To our knowledge, no description exists of whether the RMR value of 3.5 ml/kg per min was previously measured in a fasting state<sup>(45)</sup>, although the present study and Byrne *et al.*<sup>(44)</sup> measured RMR in the fasting state. Therefore, the use of measured RMR as 1 MET could lead to increased accuracy of estimating the intensity of PA.

A triaxial accelerometer, capable of measuring both vertical and horizontal accelerations, is more informative than a uniaxial accelerometer, possibly permitting more accurate estimates of PA intensities. However, previous studies<sup>(16,25,46)</sup> have reported that the accuracy of estimating PA intensities did not differ between triaxial and uniaxial accelerometers if these values were estimated by a one-equation model. Although our classification algorithm can calculate the cut-off threshold even using a uniaxial accelerometer count, we confirmed that the classification developed with a synthetic accelerometer count is more accurate than that based only on a vertical (uniaxial) accelerometer count. Therefore, our estimation by triaxial accelerometer counts should lead to increased accuracy compared with a uniaxial accelerometer.

The present study had several limitations. We could not accurately estimate the intensity of ascending and descending stairs. Although previous studies<sup>(18–21,36)</sup> have estimated the intensities of these activities relatively well, validity was assessed by a condition combining ascension and descension of stairs, with only Yamazaki *et al.*<sup>(47)</sup> performing the individual assessments. Under daily living conditions, ascending and descending stairs are normally performed separately, and thus these activities should be assessed separately. In addition, we did not include stationary ergometer or cycling in the present study. Furthermore, the developed model tended to underestimate higher vigorous intensity activity. Therefore, future studies are needed using the doubly labelled water method or a metabolic chamber to investigate the validity of our model. In addition, studies are needed to compare our accelerometer with other types of accelerometers under free-living conditions. Furthermore, more investigation is needed to determine how well the model developed in the present study applies to other populations such as obese individuals or children.

We have recently reported a simple but accurate classification algorithm to differentiate between locomotive and household activities, with a cut-off determined by the  $ACC_{unfil}:ACC_{fil}$  ratio<sup>(27)</sup>. Additionally, sedentary activities could be discriminated from household and locomotive

activities with accelerometer counts. With this classification algorithm, our new model exhibited improved accuracy in estimating the intensity of various PA, compared with non-classification models. Furthermore, this new model is capable of estimating PA intensity immediately. Therefore, the method is useful for field investigations by scientists as well as for self-monitoring of activity by the general public.

### Acknowledgements

The present study was supported by the Health and Labor Sciences Research Grants for Comprehensive Research on Cardiovascular and Life-Style Related Diseases from the Japanese Ministry of Health, Labor and Welfare (principal investigator: S. T.). Heartfelt thanks are due to the subjects who participated in the present study. We wish to thank the members of the National Institute of Health and Nutrition and Omron Healthcare Company Limited, especially Hiroko Kogure, Emiko Taguri, Rieko Miyake, Ryosuke Doi and Kaori Kawaguchi for their help in data acquisition and analysis. K. O., S. T., Y. O., Y. H., K. I.-T. and I. T. designed the study; K. O., S. T., Y. O., Y. H. and K. I.-T. performed the experiments; K. O., S. T. and Y. O. analysed the data; K. O., S. T. and Y. O. wrote a draft of the manuscript; Y. H., K. I.-T. and I. T. reviewed and edited the manuscript. None of the authors had a conflict of interest.

### References

1. US Department of Health & Human Services (2008) Physical Activity Guidelines Advisory Committee Report 2008. <http://www.health.gov/PAGuidelines/Report/>
2. Saris WH, Blair SN, van Baak MA, *et al.* (2003) How much physical activity is enough to prevent unhealthy weight gain? Outcome of the IASO 1st Stock Conference and consensus statement. *Obes Rev* **4**, 101–114.
3. Levine JA, Eberhardt NL & Jensen MD (1999) Role of non-exercise activity thermogenesis in resistance to fat gain in humans. *Science* **283**, 212–214.
4. Levine JA, Lanningham-Foster LM, McCrady SK, *et al.* (2005) Interindividual variation in posture allocation: possible role in human obesity. *Science* **307**, 584–586.
5. Dale D, Welk GJ & Matthews CE (2002) Methods for assessing physical activity and challenges for research. In *Physical Activity Assessments for Health-related Research*, pp. 19–34 [GJ Welk, editor]. Champaign, IL: Human Kinetics Publishers.
6. Melanson EL Jr & Freedson PS (1996) Physical activity assessment: a review of methods. *Crit Rev Food Sci Nutr* **36**, 385–396.
7. Neilson HK, Robson PJ, Friedenreich CM, *et al.* (2008) Estimating activity energy expenditure: how valid are physical activity questionnaires? *Am J Clin Nutr* **87**, 279–291.
8. Chen KY & Bassett DR Jr (2005) The technology of accelerometer-based activity monitors: current and future. *Med Sci Sports Exerc* **37**, S490–S500.
9. Trost SG, McIver KL & Pate RR (2005) Conducting accelerometer-based activity assessments in field-based research. *Med Sci Sports Exerc* **37**, S531–S543.