

&lt;報 文&gt;

# 岩手県における家庭部門 CO<sub>2</sub> 排出削減努力の評価\*

工 藤 浩\*\*・大 村 博 之\*\*

**キーワード** ①地球温暖化 ② CO<sub>2</sub> 排出量 ③削減努力 ④要因分析

## 要 旨

家庭部門の CO<sub>2</sub> 排出量は気象などの影響を受けて変動するため表面的な増減のみによって施策効果を検証することができない。このため要因分析法および気象とエネルギー消費の相関関係を利用して、CO<sub>2</sub> 排出量の増減を排出係数要因、気象要因、家庭内要因、世帯数要因の4つの要因に分解して評価した。

CO<sub>2</sub> 排出量の不規則な変動は排出係数要因および気象要因によるものであった。家庭内要因による排出量は2000年までは増加傾向にあったが2001年以降減少傾向に転じている。世帯数要因による排出量は世帯数の増加に伴い一貫して増加傾向にあり、今後ともその動向に留意する必要がある。

## 1. はじめに

本県は CO<sub>2</sub> 削減目標を1990年比で8%と設定しさまざまな施策を展開するとともに、県内 CO<sub>2</sub> 排出量の推計を毎年実施し施策効果の検証を行っている。しかし、CO<sub>2</sub> 排出量は経済動向や気象の影響などにより変動するため表面的な増減のみによって県民の削減努力の成果を的確に評価することは困難である。

このため民生家庭部門の CO<sub>2</sub> 排出量を要因分析法<sup>1)</sup>によって諸要因に分解し、また気象とエネルギー消費の相関関係を利用して気象の影響を分離することによって削減努力の成果の検証を試みたので報告する。

## 2. 方 法

### 2.1 要因分析

民生家庭部門の CO<sub>2</sub> 排出量は次のように書き

表わすことができる<sup>2)</sup>。

$$C = C/E \times E/H \times H$$

C：CO<sub>2</sub> 排出量

E：エネルギー消費量

H：世帯数

このとき一定期間での CO<sub>2</sub> 排出変化量(ΔC)はエネルギー源ごとに次の3要因に分解して算定される。

Δ(C/E)項目：消費エネルギーあたりの CO<sub>2</sub> 排出変化量⇒CO<sub>2</sub> 排出係数要因

Δ(E/H)項目：家庭のエネルギー消費の変化による CO<sub>2</sub> 排出変化量⇒エネルギー消費原単位要因

ΔH項目：世帯数の変化による CO<sub>2</sub> 排出変化量⇒世帯数要因

灯油消費に関して得られた要因分析の結果を、**図1**に示した。これは1990年を基準として各年

\*Evaluation of the Effort Made to Reduce CO<sub>2</sub> Emissions from the Residential Sector in Iwate Prefecture

\*\*Hiroshi KUDO, Hiroyuki OMURA (岩手県環境保健研究センター) Research Institute for Environmental Sciences and Public Health of Iwate Prefecture

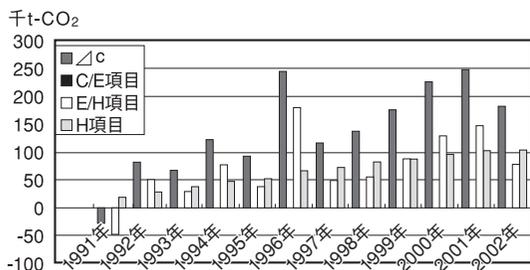


図1 灯油由来のCO<sub>2</sub>排出要因分析結果(1990年比)

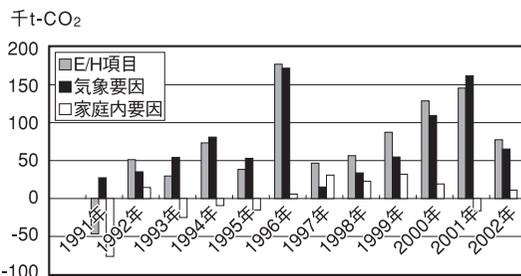


図2 気象要因と家庭内要因の分離(1990年比, 灯油)

表1 暖房デグリーデイ(D<sub>14-14</sub>)とΔ(E/H)項目との相関

		x=D <sub>14-14</sub>	
		相関係数	回帰式
Δ(E/H)項目	灯油	0.858	629.855X-75811.733
	ガス	0.337	34.634X+31630.374
	電力	0.408	419.704X+72965.810

の変化量(ΔC)とその要因別内訳を表わしたものである。灯油のCO<sub>2</sub>排出係数は変動がないためΔ(C/E)項目は表われていない。世帯数の増加に伴うCO<sub>2</sub>排出量(ΔH項目)は漸増傾向を見せている。

一方、家庭のエネルギー消費の変動に伴うCO<sub>2</sub>排出量(Δ(E/H)項目)は不規則の変動しており、これがΔCの変動の原因となっている。

## 2.2 気象要因の分離

岩手県は寒冷地であり灯油消費のほとんどが暖房需要で占められている。このため家庭のエネルギー消費は暖房デグリーデイ(D<sub>14-14</sub>)<sup>注)</sup>と高い相関関係にあることが分かっている<sup>3)</sup>。この関係を利用してΔ(E/H)項目を気象要因と家庭内要因に分離することを試みた。

初めに1990年を基準とした各年のD<sub>14-14</sub>の増減量(ΔD<sub>14-14</sub>)を独立変数としたΔ(E/H)の回帰式から各年のΔ(E/H)推計値を求め、気象要因によるCO<sub>2</sub>排出変化量(以下「気象要因」という)とした。

これをもとに次の式から家庭内の変化によるCO<sub>2</sub>排出変化量(以下「家庭内要因」という)を求めた。

$$\Delta(E/H)項目 = 気象要因 + 家庭内要因$$

1991年から2002年のΔD<sub>14-14</sub>とΔ(E/H)の相関

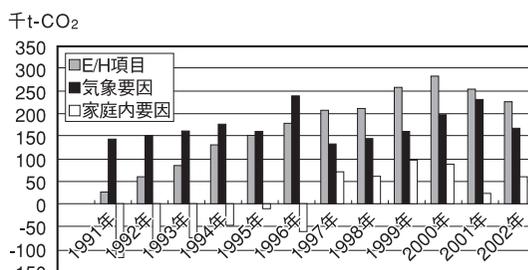


図3 気象要因と家庭内要因の分離(1990年比, 電力)

係数と回帰式は表1のとおりである。

灯油由来のCO<sub>2</sub>排出量に関してΔ(E/H)項目を気象要因と家庭内要因に分離した結果を図2に示した。気象要因はよくΔ(E/H)項目に追随し、Δ(E/H)項目の変動が気象の影響によるものであることを表わしている。

次に電力由来のCO<sub>2</sub>排出量に関して同様の操作を行った結果を図3に示した。

ΔD<sub>14-14</sub>との相関係数が大きい灯油の場合とは異なり、相関係数の小さい電力の場合には気象要因の算定値はΔ(E/H)項目の変動を十分に説明できないことが分かる。このためΔ(E/H)項目の分離は灯油のみとし、ガスおよび電力についてはΔ(E/H)項目を家庭内要因と見なした。

## 2.3 気象変動

結果に移る前に、基準年である1990年の気象は特異な状況であったことに留意する必要がある。図4は盛岡地方気象台が観測した年平均気温の経年変化である<sup>4)</sup>。1990年の年平均気温は過去40年余りの中で最も高く、算出したD<sub>14-14</sub>は1990年以降最も小さい(暖房エネルギーが少なくて済む)年だったのである。

注)暖房デグリーデイとは、ある基準の温度を下回ると暖房すると想定し、暖房の必要度を示す指標。ここでの基準温度は14℃で、それを下回る日の平均気温と14℃との差を合計したものをいう<sup>5)</sup>。

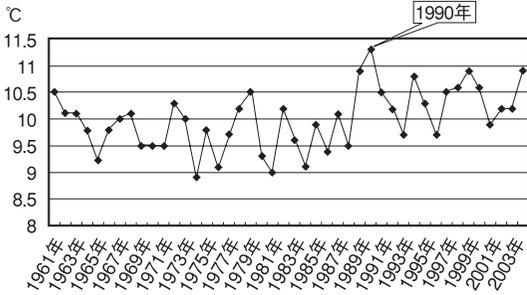


図 4 年平均気温の経年変化(盛岡)

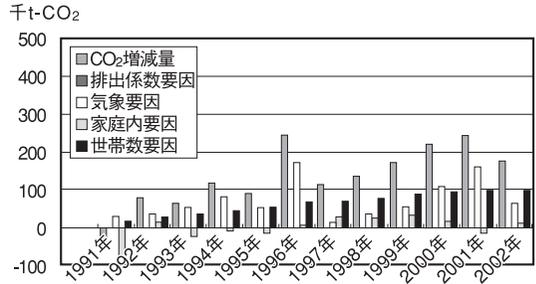


図 5 灯油由来 CO<sub>2</sub> 排出量の増減傾向(1990年比)

3. 結 果

3.1 1990年比増減の要因別傾向

灯油、電気、ガスのエネルギー源別および総 CO<sub>2</sub> 排出量と前述の方法によって算出した要因別の内訳を図 5～8 に示した。

3.1.1 灯油由来の排出量

灯油は主に暖房熱源として利用されるため灯油由来の CO<sub>2</sub> 排出量は気象の変化に大きく影響を受けて変動する。家庭内要因による CO<sub>2</sub> 排出量の変動は1991年にはマイナス方向に大きく表われており、これを削減努力の成果と見ることもできるかも知れない。しかし1990年が異常なまでに暖かい年であったことを考えると、暖かさに家庭のエネルギー消費が十分追従しなかった(削減努力との対比で言えば「怠慢浪費」、暖かいにもかかわらず暖房を下げずに上着を脱いで調節するイメージ)ことによる相対的な反動と捉えた方が適当である。このように分析結果は相対的なものとして傾向を捉えていく必要がある。家庭内要因の変動傾向としては期間の前半はやや増加傾向にあったものの1997年～1999年をピークとして近年はやや減少傾向にあると見られる。また、世帯数の増加に伴いこれを原因とする世帯数要因による CO<sub>2</sub> 排出量は一貫して増加傾向にある。なお、前述のとおり排出係数は変わらないため排出係数要因による変動は表われていない(図 5)。

3.1.2 ガス由来の排出量

ガス由来の CO<sub>2</sub> 排出量の変動は絶対値が小さいものの世帯数増加による CO<sub>2</sub> 排出量が一貫して増加傾向にある。家庭内要因による変動は少ない。ここで排出係数要因による変動がかすかに見られるのは LP ガスと都市ガスの消費割合の変動による(図 6)。

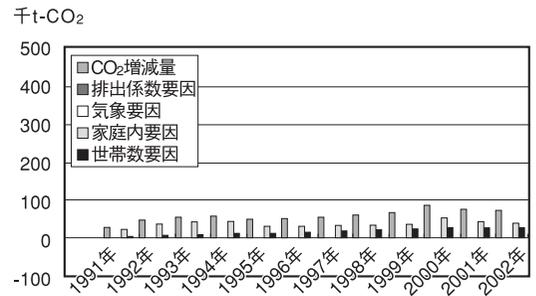


図 6 ガス由来 CO<sub>2</sub> 排出量の増減傾向(1990年比)

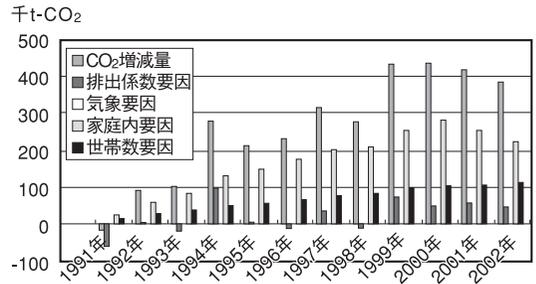


図 7 電力由来 CO<sub>2</sub> 排出量の増減傾向(1990年比)

3.1.3 電力由来の排出量

電力由来の CO<sub>2</sub> 排出量は1990年以降の増加傾向がもっとも大きい。不規則な変動は排出係数が年ごとに変動することによる。とくに近年は排出係数が高めに推移していることが排出量の増加方向に影響している。家庭内要因による変動は2000年まで増加傾向にあったが、2001年以降減少に転じている。こうした傾向は削減努力の成果と評価することができる。世帯数要因による排出量は灯油と同様に一貫して増加傾向にある(図 7)。

3.1.4 総排出量

CO<sub>2</sub> 総排出量の不規則な変動は排出係数要因および気象要因によるところが大きい。家庭内要因による排出量は2000年まで増加傾向にあったが近

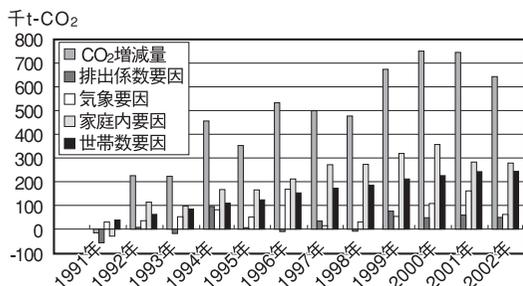


図8 CO<sub>2</sub>総排出量の増減傾向(1990年比)

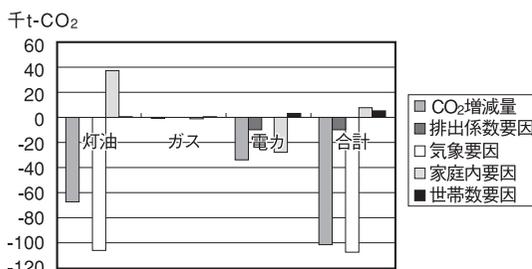


図9 2002年CO<sub>2</sub>排出量増減要因(前年比)

年減少傾向に転じており、削減対策の成果が上がっているものと見られる。一方で世帯数要因による排出量はなお増加傾向にあり、近い将来には世帯数の増加抑制策が有効な温暖化対策となり得ることを示している(図8)。

### 3.2 2002年の前年比増減

同様の方法により、2001年を基準とした2002年の排出量増減を要因別に求めた結果を図9に示した。

2002年の家庭部門のCO<sub>2</sub>排出量は227万tで2001年に比べ10万t減少した。この大きな要因は暖冬による灯油由来の排出量の減少で、気象との関連から得られる予測では10万7千tの削減が見込まれる。しかし家庭内の消費動向が気象との関連に完全には追従しなかったため差し引き6万8千tの減少に留まっている。

ガス由来の排出量は前年に比べてほとんど変化がない。

電力由来の排出量は3万3千tの減少で家庭内要因による減少が大きいほか、排出係数の低下による減少が見られる。また世帯数要因による増加が若干見られる。

合計では気象影響による減少が大きいほか、排出係数の低下が減少方向に影響している。家庭内

要因による動向は電力の削減が見られたが暖房に関する前述の「怠慢浪費」傾向との差引きで増加方向に影響している。世帯数要因による増加は大きくはないものの、前述のとおり一貫して増加傾向にあることから今後とも留意が必要である。

## 4. まとめ

家庭部門のCO<sub>2</sub>排出量の増減を4つの要因に分解し、家庭内要因による変動に注目してその減少を削減努力の成果と評価してきた。しかし家庭内要因には環境家計簿やエコライフチェックなどの積極的な省エネ活動の他に次の要素も含まれる。

- ① 平均世帯人員の継続的減少
- ② 省エネ家電製品の普及
- ③ 住宅の断熱性の向上

家庭内要因による排出量減少を削減努力の成果とするにはやや早計あるいは自己満足と見る向きもあるだろう。しかし前記①はともかくとして②および③は温暖化対策として推進してきたものであり、その効果の兆しが見えたことは喜ばしいことである。これを足がかりになお一層の省エネ活動の啓発、省エネ機器の普及につなげていきたい。

一方で、前記①の平均世帯人員の減少は一方で世帯数要因による排出量の増加につながっており、今後その動向に十分留意していかなければならない。

要因分析の具体的な手法については国立環境研究所地球環境研究センター温室効果ガスインベントリオフィスの相沢智之リサーチャーにご指導いただいた。誌面を借りて感謝申し上げる。

### —参考文献—

- 1) 財団法人エネルギー経済研究所計量分析部：図解エネルギー・経済データの読み方入門，307-312，(財省エネルギーセンター，2001)
- 2) 温室効果ガス削減技術シナリオ策定調査検討会：温室効果ガス排出量分析評価ワーキンググループ報告書，84-85，環境省，2001
- 3) 工藤浩，千葉紀穂：地域における家庭のエネルギー消費実態，第30回環境保全・公害防止研究発表会研究発表の部要旨集，21-22，2003
- 4) <http://www.data.kishou.go.jp/etm/prefecture/index33.html>
- 5) 財団法人エネルギー経済研究所計量分析部：図解エネルギー・経済データの読み方入門，127，(財省エネルギーセンター，2001)