

臺灣省家庭乳品之消費支出： Tobit模型之應用

林孟璋*

壹、引言

政府對乳業政策向極重視，為保障酪農事業之發展，維持酪農收入穩定，乃有原料生乳的使用規定、液態乳的進口管制以及三階段生乳收購價格訂定等措施之執行。1982年和1991年國產生乳供應量，分別為 55,859公噸和225,656公噸，十年間增加三倍，成長快速（表 1）。近五年來（1987—1991年），乳品自給率，維持在 15.1—16.7%之間。

乳品營養價值豐富，國人消費量逐年趨增。1982年，每人「折算生乳」之消費量為35.15公斤，1991年達70.44公斤，十年間增加一倍，年成長率約為 11%。家庭、外食、餐廳、大消費戶等均有乳品之消費，由於資料限制，本研究僅以家庭為研究對象。家庭為乳品消費之最主要單位，分析影響家庭消費之因素，揣測經濟變數對家庭乳品消費的影響程度，以及各項非經濟變數之乳品消費的差異，對農業施政和業界產銷規劃可提供重要參考資訊，亦為酪農擬定生產投資決策的重要依據。

*作者為中興大學農業經濟研究所博士候選人。

感謝中興大學農產運銷學系吳明敏教授對本文研究法及文稿之指導和斧正。

表1 1982—1991年台灣乳品之生產、進口和消費

| 年 | 人口 | 國產生乳 | | 平均每人國產 | | 進口乳品數量 | | 總消費量 | | 乳品 | 平均每人 | |
|------|--------|---------|-------|---------|-------|------------|-------|-----------|-------|-----------|--------------|-------|
| | 總數 | 產 | 量 | 消費量 | 指 | (折算為生乳等量)* | 指 | (折算為生乳量) | 指 | 自給率 | 消費量 | 指 |
| | 千 | 公 | 指 | 公斤 | 指 | 公 | 指 | 公噸 | 指 | (6)= | 公斤 | 指 |
| | 人 | 噸 | 數 | (3)= | 數 | 噸 | 數 | (5)= | 數 | ((2)/(5)) | (7)= | 數 |
| | (1) | (2) | | (2)/(1) | | (4) | | (2)+(4) | | ·100% | (5)/(1) | |
| 1982 | 18,456 | 55,859 | 100.0 | 3.02 | 100.0 | 592,923 | 100.0 | 648,782 | 100.0 | 8.6 | 35.15 | 100.0 |
| 1983 | 18,733 | 58,022 | 103.9 | 3.10 | 102.6 | 708,655 | 119.5 | 766,677 | 118.2 | 7.6 | 40.91 | 116.4 |
| 1984 | 19,013 | 66,933 | 119.8 | 3.52 | 116.6 | 723,232 | 122.0 | 790,165 | 121.8 | 8.5 | 41.35 | 118.2 |
| 1985 | 19,258 | 87,879 | 157.3 | 4.56 | 151.0 | 728,592 | 122.9 | 816,417 | 125.8 | 10.8 | 42.38 | 120.6 |
| 1986 | 19,455 | 109,723 | 196.4 | 5.64 | 186.8 | 840,351 | 141.7 | 951,074 | 146.6 | 11.5 | 48.84 | 138.9 |
| 1987 | 19,673 | 144,390 | 258.5 | 7.34 | 243.0 | 806,017 | 135.9 | 950,407 | 146.5 | 15.2 | 53.89 | 137.4 |
| 1988 | 19,904 | 173,407 | 310.4 | 8.71 | 288.4 | 897,696 | 151.4 | 1,071,103 | 165.1 | 16.2 | 42.32 | 153.1 |
| 1989 | 20,107 | 182,421 | 326.6 | 9.07 | 300.5 | 1,022,734 | 172.5 | 1,205,155 | 185.8 | 15.1 | 60.21(53.95) | 170.5 |
| 1990 | 20,353 | 203,830 | 364.9 | 10.01 | 331.5 | 1,019,530 | 171.9 | 1,223,360 | 188.6 | 16.7 | 69.15(63.19) | 171.0 |
| 1991 | 20,557 | 255,656 | 404.0 | 10.98 | 363.6 | 1,222,299 | 206.1 | 1,447,955 | 223.3 | 15.6 | 70.44(64.19) | 200.4 |

*乳品換算生乳等量採用：煉乳×2.2，奶粉×9，乳酪×20，乾酪×9和乳水×2.2。

資料來源：1.人口總數取自經建會，Taiwan Statistical Data Book。

2.國產牛乳取自台灣省政府農林廳，台灣農業年報。

3.進口乳品取自行政院農業委員會，台灣農產品貿易統計要覽。

4.1989—1991年之括弧內數據不包括飼料用乳品。

以家庭為分析對象較之引用時間數列為佳的主要理由之一是：「較接近消費經濟理論所探討的個人單位」。時間數列資料（例如年、季或月）之分析結果，所表示者為該期間內各項相關變數之平均數據，「零消費戶」之資訊即可能無從研判。受訪對象（家庭或消費者）的消費量或消費支出對各項需求決定變數的反應可能有二方面：一是實質反應；另一是潛在反應。實質反應意指真正消費數量或消費支出的變動，即分析有購買的受訪戶，彼此間何以數量或金額上有差異。潛在反應意指「零購買戶」和有購買戶何以有別之研判。

貳、資料、研究目的及研究假設

行政院主計處自 1964 年開始執行「中華民國臺灣地區家庭收支暨個人所得分配調查」⁴，1976 年始有資料之建檔，以磁帶儲存。本研究引用 1989 年之臺灣省樣本為分析對象，該資料之調查採系統抽樣法，按省內各地區都市層、城鎮層和鄉村層之母體戶數比例抽樣，該年臺灣省樣本戶數 12,734 戶佔母體總數 3,753,545 戶之 8.9%。

本文之研究法採 Tobit 模型，該模型為分析橫斷面資料購買行為之有效工具。Tobit 模型可兼顧「零消費戶」的反應，除虛擬 (dummy) 解釋變數之外，所有變數皆經對數轉換。解釋變數包括家庭可支配所得、戶長年齡、家庭中之成年人口數和未成年人口數、農戶或非農戶、戶長職業和戶長教育程度。明確言之，希望研判前述連續性解釋變數對家庭乳品消費支出的影響程度和方向以及虛擬解釋變數和相應省略變數彼此間乳品消費支出的差異性，引申政策意義。本研究之假說 (hypotheses) 有二：

1. 所提連續性解釋變數之改變對乳品支出金額大小，毫無影響。
2. 所提各項虛擬解釋變數之乳品支出和省略之乳品支出，沒有差異。

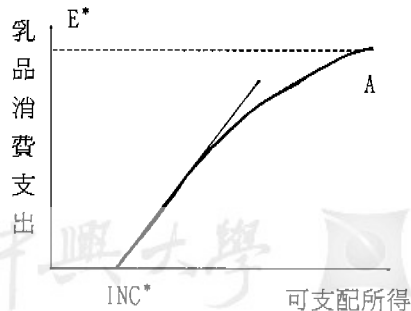
由於資料特性和研究之必要，本研究有如下十點假設 (assumption)：

1. 家計調查屬於橫斷面資料，家計單位乳品消費支出之改變對解釋變數的變動為完整的反應，可將之解釋為長期性調整之近似替代¹¹。
2. 本研究未含括乳品自身價格和替代品價格，即假設同期間受訪戶面臨的乳品價格和各項替代品價格，並無二致。
3. 以單一需求方程式推算，假設家計單位對乳品之消費支出，不受對其他產品消費支出的影響¹⁷。
4. 未對個別乳品項目，如全脂鮮乳、低脂鮮乳、乳酪、乳油等分別研判。事實上，個別乳品的需求函數應有差別，可衍生進一步的政策意義。

5. 假設家計單位均有足夠時間調整其乳品之消費支出，推估所得的長期彈性和市場進出彈性之分割方有其意義。
6. 消費者行為變數和廠商行銷變數未包括於模型之內，該等變數於推估需求函數時，扮演日趨重要角色^{1, 9, 12, 13, 15, 17}。
7. 個別樣本之乳品消費支出為零時，實證上以「壹元」代入，免於轉換成對數時，發生無意義現象¹⁴。
8. 戶長為白領階段之家庭，其乳品消費支出大於戶長為農業工作者家庭，先驗比較已獲充分支持證據，本研究不擬檢定該兩類家庭乳品支出之顯著性。
9. 本研究也不擬檢定戶長之教育程度為專科或以上、高中（職）和初（國）中，三類家庭乳品消費支出是否差異之顯著性。
10. 推測之估計係數係指其他條件不變之下，個別解釋變數對乳品支出之「平均」影響程度。本研究不擬對解變數內，個別組距乳品支出之關係和影響程度進行研究。

參、Tobit 模型

為說明之方便性，假設乳品消費支出僅受家庭可支配所得之影響，當可支配所得低於某水準（圖一之 INC^* ）時，乳品消費支出為零。若所有家計單位之乳品消費支出對可支配所得之反應具齊一性（homogeneous），是則圖一之 INC^* 水準即適用於說明所有個別樣本特性。其他條件不變之下，若可支配所得增加，乳品之消費支出有其上限（圖一之 E^* ），則「可支配所得—消費支出的函數關係」即接近圖一所示。



圖一 可支配所得和乳品消費支出的關係

利用最小平方法 (OLS) 於推估橫斷面資料時, 本質上即假設所有樣本均有消費支出。若此假設非為事實, OLS 推估所得之估計係數即屬有偏 (biasedness) 和無效 (inefficiency)。換言之, 非為事實之全貌。本研究引用 Tobit 模型, 可將消費支出對個別解釋變數的反應分割為: 短期反應 (short-run response) 和市場進出反應 (market entrance/exit response), 前者和後者或可分別稱之為當期反應和市場參與反應 (market participation response) ¹⁵。

Tobit 模型為結合 probit 分析和複變異數迴歸的結果^{7, 16}。本研究將 Tobit 指標 (1) 寫成:

$$I_i = \beta_0 + \beta_1 INC_i + \sum \beta_j X_{ij}$$

式中,

INC_i 為第 i 樣本戶之可支配所得

X_{ij} 為其他的解釋變數, j 表示 INC 以外的解釋變數

「零消費戶」之購買機率為 $1 - F(I_i/\sigma)$, 有乳品支出家庭之購買機率為 $F(I_i/\sigma)$ 。樣本家庭乳品消費支出之概似函數可以寫成:

$$L = \prod_{i=1}^n (1 - F(\frac{I_i}{\sigma})) \prod_{i=n+1}^N (\frac{1}{\sigma} f(\frac{I_i - E_i}{\sigma}))$$

式中 $i = 1, 2, \dots, n$ 。表示 n 戶樣本之乳品支出為零 (本研究之 $n = 1,133$ 戶)

$F(I)$ 為標準常態分配之累積 (即 Probit 函數)

$N - n$ 表示有乳品消費支出的戶數 (本研究 $N - n = 11,601$ 戶)

N 表示所有調查樣本 ($N = 12,734$)

β' 和 σ 為估計參數, 以 Newton-Raphson 反覆求解最大概似估計值

國立中興大學 

National Chung Hsing University

肆、統計模型和變數說明

爲分析受調查家庭之乳品消費支出，彼此間何以有所差異，引用之統計模型

如下：

$$I_i = \beta_0 + \beta_1 INC + \beta_2 AGE + \beta_3 NADU + \beta_4 NCHI + \beta_5 AGRI + \beta_6 OCW + \beta_7 OCA \\ + \beta_8 EDIN + \beta_9 EDSE + \beta_{10} EDM I$$

變數說明及敘述統計值請參閱表 2。I爲Tobit指標，由每戶乳品消費支出金額(E)作適當轉換。INC爲唯一的經濟變數，表示1989年之家庭可支配所得；AGE表示戶長年齡；NADU和NCHI分別表示受訪家庭之成年和未成年人口數；AGRI爲虛擬變數，AGRI=1，表示該戶爲農戶，AGRI=0表示爲非農戶；OCW和OCA亦爲虛擬變數，OCW=1表示戶長職業爲白領階級，OCA=1表示戶長職業爲農業工作者，OCW=OCA=0表示爲藍領階級；EDIN，EDSE，EDMI爲戶長教育程度的虛擬變數，EDIN=1表示專科或以上，EDSE=1表示高中(職)，EDMI=1表示國(初)中，EDIN=EDSE=EDMI=0表示爲國小或以下。

本研究所有樣本戶之每戶平均乳品支出 3,610.3元，每戶家庭之平均可支配所得 413,200元。受訪家庭之戶長平均年齡 43.19歲，每一家庭平均成年人口數 2.64人，未成年人口數1.64人。受訪戶中，農戶占23%，非農戶占77%。戶長爲白領階級者占39%，農業者工作者15%，其餘46%爲藍領階級。受訪戶長之教育程度，13%爲專科或以上，22%爲高中(職)，18%爲國(初)中，47%爲國小或以下。

國立中興大學 

National Chung Hsing University

表2 變數說明及敘述統計值

| 變數名稱 | 說 | 明 平 均 值 | 標 準 差 |
|-----------|---------------------------------|-----------|-----------|
| (1)被解釋變數 | | | |
| E | 1989年每戶乳品之支出金額 (單位：元) | 3,610.3 | 4,568.4 |
| (2)經濟變數 | | | |
| INC | 1989年每戶家庭可支配所得 (單位：元) | 413.200.0 | 273.250.0 |
| (3)人口統計變數 | | | |
| AGE | 家庭戶長年齡(單位：歲) | 43.19 | 13.03 |
| NADU | 家庭成年人口數(滿廿歲，單位：人) | 2.64 | 1.24 |
| NCHI | 家庭未成年人口數(單位：人) | 1.64 | 1.41 |
| AGRI | 農 戶 (省略變數：非農戶) | 0.23 | 0.42 |
| OCW | 戶長職業為白領階級 | 0.39 | 0.49 |
| OCA | 戶長職業為農業工作者 (省略變數：戶長職業為藍領階級) | 0.15 | 0.36 |
| EDIN | 戶長教育為專科或以上 | 0.13 | 0.34 |
| SDSE | 戶長教育為高中(職) | 0.22 | 0.41 |
| EDMI | 戶長教育為國(初)中 (省略變數：戶長教育為國小或以下) | 0.18 | 0.38 |

註：樣本總數=12,734，「零消費戶數」=1,133。

表 3 臺灣省乳品支出之模型推估結果

| 變數名稱 | 說 明 | TOBIT | OLS | TOBIT-OLS |
|-----------|-------------------|--------------------|-----------------------|-----------|
| (1)常 數 項 | | 2.988 (5.872)* | 3.457 (7.522) | — |
| (2)經濟變數 | | 0.444 (13.547) | 0.401 (13.651) | 0.043 |
| INC | 1989年家庭可支配所得 | | | |
| (3)人口統計變數 | | | | |
| AGE | 家庭戶長年齡 | -0.623 (-7.667) | -0.574 (-7.750) | -0.049 |
| NADU | 家庭成年人口數 | 0.704 (13.424) | 0.657 (13.783) | 0.047 |
| NCHI | 家庭未成年人口數 | 0.336 (37.504) | 0.314 (38.015) | 0.022 |
| AGRI | 農 戶 | -0.317 (-5.183) | -0.306 (-5.481) | -0.011 |
| | (省略變數：非農戶) | | | |
| OCW | 戶長職業為白領階級 | 0.117 (2.323) | 0.114 (2.480) | 0.003 |
| OCA | 戶長職業為農業工作者 | -0.502 (-6.760) | -0.446 (-6.600) | -0.056 |
| | (省略變數：戶長職業為藍領階級) | | | |
| EDIN | 戶長教育為專科或以上 | 0.880 (11.839) | 0.849 (12.494) | 0.031 |
| SDSE | 戶長教育為高中(職) | 0.641 (10.609) | 0.614 (11.104) | 0.027 |
| EDMI | 戶長教育為國(初)中 | 0.454 (7.435) | 0.430 (7.695) | 0.024 |
| | (省略變數：戶長教育為國小或以下) | | | |
| σ | | 2.312 (147.221) | — | — |
| | | Newton | R ² =0.274 | |
| | | Interaction | F(10,12723) | — |
| | | :三次 | =481.46 | |

*：括號內為t值

伍、模型之檢定

1. 數學函數之選擇

Box-Cox 轉換式用以協助研判所選數學函數之配適效率，由於其不具經濟意義，不能直接引用為模型之說明。¹⁰依 Box-Cox數學式之計算，所得之 λ 值趨近零，足證本文所引模型非常適當。

2. 高度線型重合測定和序列相關之測定

本文以「最大條件指標 (condition index)大於30，同時有二個或以上解釋變數之變異數分配比例 (variance proportion) 大於0.5」為發生高度線型重合之準則。診斷結果：最大之條件指標僅16.28，且僅戶長年齡 (AGE) 一項之變異數分配比率大於0.5。序列相關以 Durbin-watson(D)值檢定，推定結果之D值為 1.906，無發生序列相關的課題。

3. 推估係數大小、符號及各項統計式檢定

本研究Tobit模型和OLS模型推估所得之係數符號皆符合經濟意義，和先驗假設一致，各項 t 統計式以及 F 統計均具顯著性，研究模型的接受性可以肯定。

陸、實證結果

以下各項之說明均指其他條件不變之下，所提各項解釋變數對乳品支出之「平均」影響方向和程度 (表 3)：

1. 乳品支出對可支配所得所得的總反應(或稱長期反應)為 0.444，表示可支配所得增加百分之一，預期家庭乳品支出增加百分之 0.444。當期(或稱短期)反應和市場進出(或稱市場參與)反應，分別為 0.401和0.043。
2. 乳品支出對戶長年齡改變的總反應為-0.623，表示戶長年齡老化百分之一，預期家庭乳品支出金額會減少百分之 0.623。當期反應和市場進出反應分別為 -0.574和0.049。
3. 家庭成年人口數和未成年人口數對乳品支出的影響均為正。成年人口數目多寡對乳品支出之影響程度大於未成年人口數對乳品支出之影響。乳品支出對成年和未成年人口數改變的總反應分別為 0.704和0.336，短期反應分別為0.657和0.314；市場進出反應分別為0.047和0.022。

4. 農戶之乳品支出小於非農戶，統計證據明顯。估計係數-0.317，t 統計值-5.183，表示其他條件不變之下，農戶之乳品支出小於非農戶，可以肯定。至於兩者之平均支出金額及差異程度，則須經由 Tobit模型轉換方可推算，無法直接獲得。
5. 戶長為白領階級的家庭其乳品支出金額大於戶長為藍領階級家庭，戶長為農業工作者的家庭之乳品支出金額小於戶長為藍領階級家庭，以上均獲統計證據支持。
6. 戶長之教育程度為專科或以上、高中（職）和國（初）中，三類家庭之乳品支出均顯然大於戶長僅受國小或以下教育的家庭。由估計係數值及統計顯著性亦可知家庭乳品消費支出之多寡，依序為戶長教育專科或以上、高中（職）和國（初）中。

柒、結 論

本研究以家計單位為分析對象，較符消費行為分析對象之理論根據。本研究引用大數量樣本，推估係數並具大樣本之優良統計特性，也提供重要人口統計變數的消費支出訊息，推估結果均符合經濟意義和統計顯著性之要求。方法論採 Tobit 模型，使得以揣測乳品支出對各項解釋變數之長、短期反應。重要政策意義，有如下二端：

- 一、未曾購買乳品的受訪戶有1,133戶約占總戶數12,734戶之8.9%。推估所得之各項解釋變數的市場進出反應均很小，意指無論由任何解釋變數特性觀察，長期間「零消費戶」變為乳品消費戶之可能性不大。從增加乳品消費支出，提高乳品需求的觀點，行銷策略應著眼於現有消費群，提高其購買頻率和購買數量；至於誘導潛在購買戶，使之轉而消費乳品之效果，預期不大。
- 二、除家庭戶長年齡一項之外，本研究之各項解釋變數推估係數及其符號，均肯定支持未來乳品消費支出為成長的訊息。預期可支配所得、成年和未成年人口數、非農戶數比例、非農業工作者比例以及受教育年數，均為正向成長，未來臺灣省家庭之乳品支出會持續增加，應是可以肯定。

參考文獻

1. 吳明敏, 乳品及食用油脂之需及未來十年消費預測, 國立中興大學農產運銷研究所, 民國八十一年十二月。
2. 吳明敏、陳惠玲, 「臺灣乳品產業現況與展望之分析」, 農情半月刊, 第二一四期, 行政院農業委員會, 第 27—37頁。
3. 吳明敏, 「臺灣乳品事業之展望」, 1991中華食品專刊, 中華食品工業雜誌社, 民國八十一年十二月。
4. 行政院主計處, 民國七十八年個人所得分配調查報告以及中華民國台灣地區國民所得統計摘要 (1992)。
5. 行政院農業委員會, 臺灣糧食平衡表 (1982—1991) 以及農產貿易統計要覽。
6. 臺灣省政府農林廳, 臺灣農業年報。
7. Ameniya, T., "Truncated or Censored Regression Model," Journal of Econometrics, 24 (1984) : 1-61.
8. Bewley, R., "Australian Milk Demand : The Estimation of Price and Income Effects of 1984 Household Expenditure," Australian Journal of Agricultural Economics, 31 (1987) : 204-218.
9. Blaylock, J. R. and D. M. Smallwood, Effects of Household Socioeconomic Features on Dairy Purchases, USDA— ERS, Technical Bulletin No. 1686, 1983.
10. Box, G.E.P., and D.R. Cox, "An Analysis of Transformation," Journal of the Royal Statistical Society, 26 (1964) : 211-243.
11. Kuh, E., "The Validity of Cross— Sectionally Estimated Behavior Equations in Time Series Applications," Econometrica, 27 (1959) : 197— 214.
12. Heien, D. and C. R. Wessells, "The Demand for Dairy Products : Structure, Prediction, and Decomposition," American Journal of Agricultural Economics, 70 (1988) : 219— 228.
13. Kokoski, Mary F., "An Empirical Analysis of Intertemporal and Demographic Variations in Consumer Preferences," American Journal of Agricultural Economics, 68 (1986) : 894— 907.

14. Maddala, G., Limited Dependent Variables and Qualitative Variables in Econometrics, Cambridge University Press, Massachusetts, 1983, p.181.
15. Thraen, C.S., J.W. Hammond, and B.M. Buxton, "Estimating Components of Demand Elasticities from Cross — Sectional Data," American Journal of Agricultural Economics, November 1978.
16. Tobit, James, "Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables," Econometrica, 26 (1958) : 24— 36.
17. Wu, M.M., and D.E. Hahn, "The Demand Analysis of Four Major Milk and Dairy Products in the United States : An Application of Logistic Microdata Approach," The Distribution Review, Kinki University, Japan, 11 (1989) : 49— 66.

國立中興大學 

National Chung Hsing University

Household Consumption Expenditures for Dairy Products in Taiwan Province:An Application of the Tobit Model

Meng Jang Lin*

Abstracts

This study uses the consumption survey of Taiwan Province with 12,734 households in 1989, cross section data, as the source, The Tobit model is employed in an effort to accomplish three purposes :

(1)To explore the marginal propensity(both short-run and long-run) of dairy product expenditures for the proposed continuous variables, i.e. disposable income, numbers of adults, numbers of minors, and age of household head.

(2)To analyze the differences among dairy product expenditures for defined category variables, i.e. agri, or non-agri, households, occupation of the household head, and education of the household head.

(3)To draw policy implications.

All proposed variables are statistically significant without exception. Main findings and implications of this study are :

(1)Household heads with higher disposable income are inclined to have greater expenditures for purchasing dairy products. The total response (TR), short-run response (SR), and market participation response (MPR), in order, are 0.444 0.401 and 0.043.

* The author is a Ph. D. candidate in the Research Institute of Agricultural Economics, National Chung Hsing University. Methodology guidance and comments of Professor Ming-Ming Wu are much appreciated by the author.

(2) Higher household head's age shows less expenditure for purchasing dairy products. The TR, SR, and MPR, in order, are -0.623, -0.574 and -0.049.

(3) Both numbers of household's adults and minors express a positive impact. The former is relatively more important. The TR, SR and MPR of numbers of adults, in order, are 0.704 0.657 and 0.047. The TR, SR and MPR of numbers of minors, on the other hand, are 0.336, 0.314 and 0.022, respectively.

(4) The variables reveal that the dairy product expenditure of non- agri. household is higher than that of agri. household's. Household heads with white-collar occupations are the dominant group. Blue-collar household heads show higher expenditures than those of agri. workers. Years of household head schooling have a positive influence on household's dairy product expenditures.

Market expansion, in terms of enticing new users, may be neglected due to the fact that the market participation responses of all defined variables are very small. Efforts should be taken to promote current customers to buy more frequently and expend greater amounts on each purchase. In addition to age of household heads, the remaining nine variables show significantly positive impacts on dairy product expenditure. The consumption of dairy products is expected to increase in the future.