

## KHẢO SÁT SỰ HOÀ NHẬP CỦA THỊ TRƯỜNG PHÂN BÓN UREA VIỆT NAM VỚI THỊ TRƯỜNG QUỐC TẾ VÀ QUI LUẬT BIẾN ĐỘNG GIÁ UREA TRÊN THỊ TRƯỜNG NỘI ĐỊA

Nguyễn Quang Hiền<sup>(1)</sup>, Hồ Thanh Phong<sup>(2)</sup>, Võ Minh Kha<sup>(3)</sup>

(1) Trường Đại học Bách khoa, ĐHQG-HCM

(2) ĐHQG - HCM,

(3) Trường Đại học Nông Nghiệp 1

**TÓM TẮT :** Nghiên cứu này cho thấy giá thị trường urea nội địa biến động theo giá urea quốc tế mà không biến động theo giá của các lô hàng nhập khẩu về đến cảng. Điều này cho thấy thị trường phân bón Việt Nam hội nhập mạnh với thị trường quốc tế và qui luật này cho thấy các nhà quản lý có thể có nhìn nhận khác với thực tế của thị trường về cơ chế biến động giá urea nội địa.

### 1. GIỚI THIỆU

Năm 2004-2005, thời kỳ giá thép trên thị trường nội địa tăng mạnh theo giá quốc tế, chính phủ lập các đoàn thanh tra các nhà máy thép và đưa ra kết luận là các nhà máy thép có siêu lợi nhuận do nhập phối thép giá rẻ và bán thành phẩm ra thị trường với giá cao [1] vì vậy cần có biện pháp kiểm soát thị trường thông qua các qui định về giá bán và huê hồng tại các đại lý giống như hệ thống phân phối xăng dầu [2]

Diễn biến của thị trường phân bón cũng tương tự như thị trường sắt thép, vì vậy các biện pháp này cũng được đề xuất mở rộng qua ngành phân bón [3]

Đối với các nhà kinh doanh trên thị trường hàng hoá nguyên liệu nhập khẩu bán trên thị trường nội địa, qui luật giá cả nội địa biến động theo giá quốc tế là điều không xa lạ gì. Vì giá nội địa biến động theo giá của thị trường quốc tế, khi giá

quốc tế tăng, giá trong nước tăng theo mặc dầu tồn kho hay các lô hàng trên đường về có giá thấp. Ngược lại, khi giá quốc tế xuống, giá thị trường nội địa cũng sẽ xuống theo bất chấp các lô hàng tồn kho hay nhập khẩu đang trên đường về có giá cao. Do đó, lợi nhuận và rủi ro là ngang nhau. Bằng chứng là qua năm 2006, các nhà máy thép lại đứng trước nguy cơ phá sản khi giá quốc tế xuống [4]. Tuy nhiên, qui luật nói trên chưa được xác nhận bằng các khảo sát khoa học.

Bài báo này khảo sát qui luật chuyển động của giá nội địa so sánh với giá quốc tế và giá nhập khẩu của thị trường phân bón urea với 2 giả thuyết đặt ra là:

- Thị trường urea nội địa hoà nhập với thị trường urea quốc tế theo ý nghĩa các diễn biến trên thị trường quốc tế được truyền vào thị trường nội địa mà không bị bóp méo do các yếu tố chính sách.

- Giá urea nội địa chuyển động theo giá quốc tế và không bị tác động do giá urea nhập khẩu.

## 2. DỮ LIỆU

Dữ liệu giá urea nội địa (ND) được thu thập từ năm 1996-2004 bằng trung bình cộng của giá urea từ các nguồn khác nhau như Trung Đông, Indonesia, Nga, Trung Quốc. Giá thu thập là giá bán sỉ trên thị trường đầu mối tại TPHCM. Giá này được chuyển từ tiền đồng qua USD theo tỷ giá VND/USD.

Dữ liệu giá urea nhập khẩu (NK) được thu thập qua giá CNF của các lô hàng về tới cảng TPHCM, tính trung bình cộng của các nguồn hàng khác nhau, tính bằng USD/MT

Dữ liệu giá urea quốc tế (QT) là trung bình cộng giá FOB tại các nguồn hàng urea chính trên thế giới là Trung Đông, Nga và Ukraina, Indonesia, tính bằng USD/MT[5]. Các tính toán được thực hiện trên log (ký hiệu l), phần mềm Eview và Jmulti được dùng để tính toán.  $d$  : ký hiệu sai phân bậc 1 (hiệu số hai giá trị gần kề nhau,  $(y_t - y_{t-1})$ ).

## 3. PHƯƠNG PHÁP

Khảo sát này dùng phương pháp đồng kết hợp (cointegration) nổi tiếng của Granger (giải Nobel 2003)[6] để khảo sát tương quan ngắn hạn và dài hạn của các chuỗi thời gian không dừng (non-stationary). Hai chuỗi thời gian không

dừng có tương quan đồng kết hợp khi tồn tại quan hệ tuyến tính giữa hai chuỗi là một chuỗi có tính dừng (stationary) hay tích hợp bậc 0,  $I(0)$ .[7]

Trong khảo sát này, kết hợp tuyến tính giữa các cặp chuỗi thời gian là hiệu số giữa chúng, nếu có quan hệ đồng kết hợp, hiệu số đó là một chuỗi ngẫu nhiên có tính chất của nhiễu trắng hay khác biệt giữa chúng chỉ do ngẫu nhiên, các cặp chuỗi thời gian sẽ có biến động tương tự nhau hay còn gọi là có cân bằng dài hạn, khi có thời kỳ nào đó hai chuỗi đi xa với cân bằng thì sẽ có sự điều chỉnh để quay trở lại trạng thái cân bằng. Sự điều chỉnh có thể chỉ xảy ra ở một biến trong lúc biến khác lại tương đối độc lập, trong trường hợp đó, biến không bị điều chỉnh được gọi là biến ngoại.

Định lượng mức độ điều chỉnh với cân bằng dài hạn được mô tả bằng định lý Đại Diện của Granger (Granger representation),[7]. Xét hệ thống phương trình tự tương quan bậc p của hai biến sau:

$$x_t = \sum_{j=1}^p \gamma_{1j} x_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{1j} y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$y_t = \sum_{j=1}^p \gamma_{2j} x_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{2j} y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

Trong đó  $x_t$  và  $y_t$  là  $I(1)$  và đồng kết hợp, và  $\varepsilon_{1t}$  và  $\varepsilon_{2t}$  là nhiễu trắng. Định lý đại diện của Granger phát biểu là trong trường hợp đó, hệ thống có thể viết thành:

$$\Delta x_t = \alpha_1(y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j^* \Delta x_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \delta_j^* \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta y_t = \alpha_2(y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j^* \Delta x_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \delta_j^* \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Trong đó tối thiểu một tham số  $\alpha_1$  hay  $\alpha_2$  là khác zero. Cả hai phương trình là cân bằng do hai vế phải trái đều cùng bậc tích hợp, do  $y_{t-1} - \beta x_{t-1} = I(0)$ .

Giả sử là  $y_t - \beta x_t = 0$  định nghĩa quan hệ cân bằng động giữa hai biến kinh tế  $y$  và  $x$ . Thì  $y_t - \beta x_t$  là chỉ định cho mức độ mất cân bằng. Hệ số  $\alpha_1$  và  $\alpha_2$  đại diện cho cường độ điều chỉnh lại cân bằng, hệ thống này gọi là có dạng điều chỉnh sai số hay EC (error-correction). Nếu hệ số  $\alpha$  nào đó bằng zero, biến tương ứng sẽ được coi là biến ngoại.

Một hệ thống có 2 phương trình như vậy là có thể mất cân bằng ở bất kỳ thời điểm nào nhưng có xu thế nội tại để điều chỉnh lại trạng thái cân bằng [8].

Các bước khảo sát được tiến hành như sau :

- Khảo sát tính dừng (bậc tích hợp) của các chuỗi thời gian qua kiểm định nghiệm đơn vị.

- Khảo sát quan hệ đồng kết hợp giữa các chuỗi thời gian giá, nếu có quan hệ đồng kết hợp thì có nghĩa các chuỗi thời gian có các cân bằng dài hạn. Do giá urea nhập khẩu là xuất phát từ giá urea

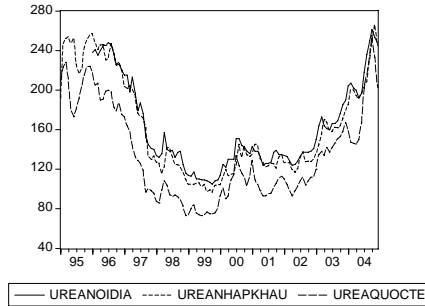
quốc tế cộng chi phí vận chuyển và giao dịch, nếu chi phí vận chuyển và giao dịch không thay đổi nhiều, có thể dự kiến là giá urea nhập khẩu đồng kết hợp với giá urea quốc tế. Vì vậy, nếu giá urea quốc tế và giá urea nhập khẩu đồng kết hợp với giá urea nội địa thì có thể rút ra kết luận về sự hội nhập của thị trường Việt Nam và quốc tế.

- Để khảo sát giả thuyết giá urea nội địa chỉ biến động theo giá urea quốc tế, cần biết thứ tự biến động về mặt thời gian của giá của 3 chuỗi thời gian giá nêu trên, phương pháp nhân quả Granger [7, 9] được dùng. Phương pháp này cho phép biết được chuỗi thời gian nào biến động trước chuỗi thời gian khác khi dữ liệu quá khứ của một chuỗi có thể dùng để dự báo biến động của chuỗi khác. Nhân quả Granger không có ý nghĩa nhân quả thông thường mà chỉ xác định thứ tự trước sau của diễn biến của các chuỗi thời gian.

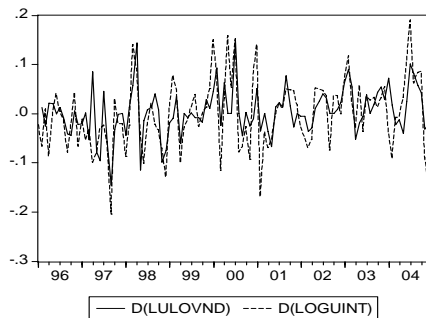
- Sau cùng là khảo sát định lượng qua các phương trình điều chỉnh sai số (mô hình VEC, vector error correction) giữa các biến. Các hệ số của chúng cho phép đánh giá cường độ điều chỉnh về tương quan dài hạn cũng như ngắn hạn giữa các chuỗi thời gian.

## 4. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

### 4.1 Các quan sát bằng đồ thị



**Hình 1.** Giá urea nội địa, nhập khẩu, Quốc tế, USD/MT, 1992-2004



**Hình 2.** Phần trăm thay đổi giá hàng tháng của giá nội địa ( — ) và giá quốc tế (---)

Hình 1 cho thấy giá urea nội địa biến động theo giá urea quốc tế gần như đồng thời trong lúc giá urea nhập khẩu có cùng biến động nhưng trễ hơn .

Hình 2 là đồ thị phần trăm thay đổi giá từ tháng trước qua tháng sau của giá urea nội địa và giá urea quốc tế. Các thay đổi này khá trùng khớp nhau về thời gian và cường độ.

**4.2 Kiểm định nghiệm đơn vị của giá Urea nội địa, giá urea nhập khẩu và giá urea quốc tế**

Kiểm định nghiệm đơn vị theo theo phương pháp Augmented Dickey-Fuller (ADF); c: hằng số, t : xu thế theo thời gian, bậc trễ tối ưu xác định theo tiêu

chuẩn thông tin Akaike Infor (AIC). Giả thuyết null : có một nghiệm đơn vị. Nếu giá trị kiểm định lớn hơn giá trị tới hạn ở mức 5%, từ chối giả thuyết null.

\* từ chối giả thuyết null ở mức thống kê 5%: không có nghiệm đơn vị hay chuỗi là dừng

**Bảng 1.** Kiểm định nghiệm đơn vị của chuỗi sai phân bậc 1

| Biến               | Hằng số c, xu thế t | Bậc trễ | Kết quả kiểm định | Giá trị tới hạn 5% |
|--------------------|---------------------|---------|-------------------|--------------------|
| D(Lurea QT)        | Không               | 1       | - 7,13*           | -1,94              |
| D(Lurea nội địa)   | không               | 4       | - 3,30*           | -1,94              |
| d(Lurea nhập khẩu) | Không               | 0       | - 9,99*           | -1,94              |

Kết luận: sai phân bậc 1 của các chuỗi thời gian là các chuỗi dừng hay tích hợp bậc 0, I(0).

**Bảng 2.** Kiểm định nghiệm đơn vị của chuỗi mức (level)

| Biến           | Hằng số c, xu thế t | Bậc trễ | Kết quả kiểm định, Thống kê t | Giá trị tới hạn 5% |
|----------------|---------------------|---------|-------------------------------|--------------------|
| Urea Nội địa   | c                   | 2       | -1,21*                        | -                  |
|                | c,t                 | 2       | -0,47*                        | 2,88 - 3,45        |
| urea nội địa   | c                   | 5       | -1,87*                        | -                  |
|                | c,t                 | 0       | -0,61*                        | 2,88 - 3,45        |
| Urea nhập khẩu | c                   | 1       | -1,61*                        | -                  |
|                | c,t                 | 0       | -0,36*                        | 2,88 - 3,45        |

Kiểm định nghiệm đơn vị theo theo phương pháp Augmented Dickey-Fuller (ADF).

c: hằng số, t : xu thế theo thời gian, bậc trễ tối ưu xác định theo tiêu chuẩn thông tin Akaike Infor (AIC). Giả thuyết null : có

một nghiệm đơn vị. Nếu giá trị kiểm định nhỏ hơn giá trị tới hạn ở mức 5% , chấp nhận giả thuyết null.

\* chấp nhận giả thuyết null : các chuỗi có một nghiệm đơn vị hay là chuỗi không dừng. Kết luận: các chuỗi mức là có một nghiệm đơn vị, do đó là chuỗi không dừng.

Kết hợp với kiểm định nghiệm đơn vị của chuỗi sai phân bậc 1, kết luận là các chuỗi khảo sát là tích hợp bậc 1, I(1)

#### 4.3 Kiểm định Đồng kết hợp giá urea nội địa và giá urea Quốc tế :

Kiểm định đồng kết hợp Jonhasen Trace. Giá trị kiểm định là loglikely ratio(LR). Kiểm định đồng kết hợp phụ thuộc vào số bậc trễ trong phương trình kiểm định, số bậc trễ này được chọn qua tiêu chuẩn thông tin AIC (Akaike Information Criteria), FPE(final prediction error). Giả thuyết null là có quan hệ đồng kết hợp có bậc r (cột 3), kiểm định xác nhận là có tương quan đồng kết hợp nếu từ chối giả thuyết là bậc đồng kết hợp =0 và chấp nhận giả thuyết bậc kết hợp =1 ở mức thống kê 5% hay 1%.

Kết quả kiểm định cho thấy các cặp chuỗi đều từ chối giả thuyết bậc đồng kết hợp bằng zero ở mức 5% và 1% đối với cặp chuỗi giá urea quốc tế và giá urea nhập khẩu. Đồng thời chấp nhận giả thuyết bậc đồng kết hợp bằng 1.

**Bảng 3.** Kiểm định đồng kết hợp, Jonhasen trace

|                                  | Số bậc trễ    | Giá thuyết null có đồng kết hợp bậc r | Giá trị kiểm định LR | Giá trị tới hạn 5% | Giá trị tới hạn 1% |
|----------------------------------|---------------|---------------------------------------|----------------------|--------------------|--------------------|
| UreaQT-urea nội địa              | 3(A IC, FP E) | r=0<br>r=1                            | 22,94<br>1,65        | 20,16<br>9,14      | 24,69<br>12,53     |
| Urea QT -<br>Urea nhập khẩu      | 2(F PE)       | r=0<br>r=1                            | 39,62<br>1,29        | 20,16<br>9,14      | 24,69<br>12,53     |
| Urea nội địa -<br>urea nhập khẩu | 4(A IC)       | r=0<br>r=1                            | 21,87<br>2,35        | 20,16<br>9,14      | 24,69<br>12,53     |

Có thể kết luận là có đồng kết hợp giữa các cặp chuỗi giá urea quốc tế và giá urea nội địa; giá urea quốc tế và giá urea nhập khẩu; giá urea nội địa và giá urea nhập khẩu. Điều này có nghĩa là các chuỗi này có cân bằng dài hạn hay giá urea nội địa hoà nhập với thị trường urea quốc tế và có diễn biến theo giá urea quốc tế.

#### 4.4 .Khảo sát quan hệ nhân quả Granger

Giả thuyết null được nêu ở cột 1, thống kê kiểm định F ở cột 4 và xác suất p ở cột 5,

Xác suất p nhỏ dưới mức 0,05 (dấu \*) thì có thể từ chối giả thuyết null và xác nhận lại giả thuyết ngược lại. Kiểm định được thực hiện ở các bậc trễ khác nhau trên cột 3.

Dấu (\*) từ chối giả thuyết ở cột 1, xác nhận giả thuyết ngược lại.

**Bảng 4.** Khảo sát quan hệ nhân quả Granger

| Giả thuyết :  | Số quan sát | Số bậc trễ | Giá trị kiểm định F | Xác suất P |
|---|-------------|------------|---------------------|------------|
| Giá Urea nội địa không Granger gây nên giá urea quốc tế | 102         | 1          | 2,73                | 0,10       |
|   | 101         | 2          | 0,21                | 0,81       |
|   | 100         | 3          | 0,36                | 0,77       |
|   | 99          | 4          | 0,76                | 0,55       |
| Urea quốc tế không Granger gây nên giá Urea nội địa     | 102         | 1          | 30,13               | 3,1E-7*    |
|   | 101         | 2          | 17,4                | 3,6E-7*    |
|   | 100         | 3          | 12,4                | 6,3E-7*    |
|   | 99          | 4          | 8,4                 | 8,5E-6*    |
| Urea nhập khẩu không Granger gây nên giá urea quốc tế   | 114         | 1          | 3,5                 | 0,063      |
|   | 113         | 2          | 1,02                | 0,36       |
|   | 112         | 3          | 0,20                | 0,89       |
|   | 111         | 4          | 0,27                | 0,89       |
| Urea quốc tế không Granger gây nên giá urea nhập khẩu   | 114         | 1          | 138,6               | 0,0000*    |
|   | 113         | 2          | 57,2                | 0,0000*    |
|   | 112         | 3          | 40,4                | 0,0000*    |
|   | 111         | 4          | 30,9                | 0,0000*    |
| Urea nhập khẩu không Granger gây nên giá urea nội địa   | 102         | 1          | 0,02                | 0,88       |
|   | 101         | 2          | 0,60                | 0,54       |
|   | 100         | 3          | 0,53                | 0,65       |
|   | 99          | 4          | 1,06                | 0,38       |
| Urea nội địa không Granger gây nên giá urea nhập khẩu   | 102         | 1          | 73,4                | 1,4E-13*   |
|   | 101         | 2          | 42,7                | 5,4E-14*   |
|   | 100         | 3          | 27,6                | 7,3E-13*   |
|   | 99          | 4          | 22,9                | 4,4E-13*   |

Kết quả kiểm định nhân quả Granger cho thấy quan hệ nhân quả Granger theo chiều giá urea quốc tế gây nên giá urea nội địa và giá urea nhập khẩu, giá urea nội địa gây nên giá urea nhập khẩu.

Như vậy trình tự thời gian diễn biến biến động giá là : giá quốc tế → giá nội địa → giá nhập khẩu hay *giá urea nội địa biến động theo giá urea quốc tế mà không theo giá urea nhập khẩu.*

#### 4.5 Mô hình VEC của các cặp biến số

##### 4.5.1 Mô hình VEC cho hai biến giá urea nội địa và giá urea quốc tế

Do các biến có bậc tích hợp I(1) và có quan hệ đồng kết hợp, mô hình VEC được thiết lập như sau:

Mặc dầu các tiêu chuẩn thông tin cho thấy bậc trễ tối ưu là 1 (AIC,FPE) hay 0 (HQ,SC), tuy nhiên, khảo sát mô hình đơn biến ARIMA của giá urea cho thấy có thể có tương quan tới bậc trễ 4, mô hình VEC được lập ở bậc trễ 4 để tránh bỏ sót các tương quan có thể có. Mô hình như sau :

$$d(\text{urea nội địa}) = -0,27 [\text{ureaND}(-1) - 0,848 \text{urea QT}(-1)] - 0,172d\text{urea ND}(-4) (-5,5) (-18,9) + 0,151d\text{ureaQT}(-1) + 0,276(-2,67) (-5,5)$$

$$d(\text{urea quốc tế}) = 0,289 d\text{ureaQT}(-1) (3,0)$$

Mô hình VEC giữa giá urea nội địa và giá urea quốc tế cho thấy giá urea quốc tế đóng vai trò biến ngoại với hệ số của phương trình điều chỉnh sai số bằng 0 (chỉ tác động lên giá urea nội địa mà không có chiều tác động ngược lại). Giá urea nội địa điều chỉnh theo cân bằng dài hạn giá urea quốc tế với tốc độ khoảng 27% (=0,27). Các biến động ngắn hạn của giá urea nội địa cũng được điều chỉnh theo giá urea quốc tế (hệ số = 0,15). Nói chung, thị trường urea nội địa hoà nhập tốt với thị trường quốc tế về dài hạn lẫn ngắn hạn và điều chỉnh theo giá urea quốc tế khi có sai biệt.

#### 4.5.2 Mô hình VEC cho giá urea Nội địa (NĐ) và giá urea nhập khẩu (NK)

Tương tự, mô hình VEC giữa giá urea nội địa và giá urea nhập khẩu như sau :

$$\begin{matrix} \text{Durea nhập khẩu} = 0,77 [\text{urea nội địa}(-1)- \\ 0,942\text{ureaNK}(-1)]+0,163\text{dureaNK}(-1)0,26 \\ (11,2) \quad (-52,7) \quad (2,6) \quad (-11) \end{matrix}$$

Không có phương trình mô tả biến động giá urea nội địa theo giá urea nhập khẩu do các hệ số không đáng kể về mặt thống kê.

Như vậy, giá urea nội địa đóng vai trò biến ngoại, không chịu tác động của giá urea nhập khẩu, kết quả này xác nhận lại kết luận của kiểm định nhân quả Granger ở mục 4.4

### 5. KẾT LUẬN

Kết quả nghiên cứu trên giá urea nội địa, giá urea quốc tế và giá urea nhập khẩu cho thấy thị trường urea Việt Nam hội nhập tốt với thị trường urea quốc tế do biến động giá urea nội địa cân bằng dài hạn với biến động giá urea quốc tế.

Nghiên cứu còn cho thấy giá urea nội địa biến động theo giá urea quốc tế nhanh hơn so với giá nhập khẩu và độc lập với giá urea nhập khẩu. Kết quả này có ý nghĩa về mặt quản lý do nó cho thấy cơ chế vận động của thị trường urea là khác với qui luật giá thành nhập khẩu như các nhận định thông thường.

Do vận hành theo cùng cơ chế thị trường, kết quả này có thể cũng đúng ở

các loại hàng hoá nguyên liệu nhập khẩu khác.

Giải thích cơ chế giá thị trường nội địa biến động theo giá quốc tế có thể có các lý do sau:

- Theo lý thuyết thị trường hiệu quả (efficient market), giá cả hàng hoá biến đổi theo thông tin có trên thị trường vì vậy giá nội địa biến đổi ngay khi có thông tin về giá quốc tế mà không cần có hàng hoá thực tế. Giá nội địa cũng có thể phản ứng ngay khi sự kiện có hợp đồng nhập khẩu hàng hoá, lượng hàng hoá đó được tính vào cán cân cung cầu và giá cả ngay cả trước khi có hàng hoá thực tế. Vì vậy hàng nhập khẩu về tới cảng sau đó không còn tác động lên giá nữa mà chỉ điều chỉnh lại chút ít nếu trước đó phản ứng giá quá mạnh hay quá yếu.

- Các doanh nghiệp nhập khẩu theo nguyên tắc bảo tồn vốn bằng số lượng hàng hoá thay vì bằng tiền, nếu giá quốc tế lên thì họ phải tăng giá, nếu không, họ sẽ không mua lại được cùng số lượng hàng hoá sau khi đã bán ra. Nếu giá quốc tế giảm, do do áp lực cạnh tranh, họ có thể bán giảm giá mà vẫn có thể mua lại cùng số lượng hàng hoá, nếu không giảm giá ngay, lô hàng có thể tồn đọng lại do các lô hàng giá rẻ hơn cạnh tranh.

## THE STUDY OF THE INTEGRATION OF THE VIETNAMESE UREA FERTILIZER MARKET INTO THE INTERNATIONAL MARKET AND THE IMPACT OF THE LEGISLATION ON UREA PRICING IN THE DOMESTIC MARKET

Nguyen Quang Hien<sup>(1)</sup>, Ho Thanh Phong<sup>(2)</sup>, Vo Minh Kha<sup>(3)</sup>

(1) University of Technology, VNU-HCM

(2) International University, VNU-HCM

(3) Agriculture University

**ABSTRACT:** *The study showed that the urea price in the domestic market in Vietnam fluctuates according to international prices. It also demonstrates that the Vietnam fertilizer market is well integrated within the international market and this finding could change the management perspective of the effectiveness of the legislation governing the domestic urea price.*

### TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1]. Nam Quốc, *Nhà sản xuất và kinh doanh thép cùng “rút ruột” người tiêu dùng*, Thực Hư lỗ Lãi, Báo Sài Gòn Giải Phóng, 8/3/2005.
- [2]. Trần Đại Dương, *Giá Thép, Xi Măng vẫn Tăng Nhanh Trên Thị trường*, Báo Người Lao Động, 22/3/2005
- [3]. Nguyễn Hạc Thuý, *Báo cáo Tổ Chức Hoạt Động của Hiệp hội Phân Bón Việt Nam, từ năm 2001-2005*, Hiệp hội Phân Bón Việt Nam, (2005)
- [4]. Mai Phương, *Thị trường Vật Liệu Xây dựng, Xi Măng “Nóng”, sắt thép “lạnh”*, Báo Thanh Niên, 18/1/2006.
- [5]. Fertecon Nitrogen report, Fertecon Ltd, weekly report, 1992-2004
- [6]. The Royal Swedish Academy of Science, *Finn Kydland and Edwards Prescott's Contribution to Dynamic Macroeconomics: The Time consistency of Economic policy and the Driving forces behind business cycles*, (2004).
- [7]. Helmut Lutkepohl, Markus Kratzig, *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University press, (2004)
- [8]. George Rapsomanikis, David Hallam, Piero Conforti, *Market Integration and Price Transmission in Selected Food and Cash Crop Markets of Developing Countries: Review and Applications*, Commodity Market Review 2003-2004, FAO.
- [9]. Pindyck Robert S., Daniel L. Rubinfeld, *Econometric Models and Economic Forecasts*, Mc graw- Hill, (1991).