# 화학분야 인력수급 실태조사 및 전망

2015. 11. 6

화학산업인적자원개발위원회

Industry Skills Council

# 【목　　차】

Ⅰ. 화학산업의 부문별 채용시장규모 ····· 1

Ⅱ. ARIMA 모형에 의한 화학제품 부문의 채용시장규모 전망 ····· 2

Ⅲ. 동적회귀(Koyck)모형을 이용한 채용시장의 선행지수 탐색 ····· 10

# I. 화학산업의 부문별 채용시장규모

○ 화학산업의 연간 채용시장 규모는 약 13~17만명 정도이지만 최근의 경기상황을 반영하여 그 규모가 축소되고 있는 실정임.

- 석유정제업이 속한 코크스, 연탄 및 석유정제품 제조업의 경우 연간 채용시장 규모는 1,400~5,000명 정도인데, 2011년도의 약 5,000명 수준에서 2014년도에는 1,458명으로 크게 줄었음.

- 석유화학기업과 정밀화학기업들이 속해 있는 화학물질 및 화학제품 제조업의 연간 채용시장규모는 약 35,000~48,000명 정도이고 월평균으로는 2,971~4,028명 정도임

- 의료용 물질 및 의약품 제조업의 연간 채용시장 규모는 약 8,000~20,000명 정도이며 월평균으로는 687~1,632명 정도인데 그 채용규모는 계속 줄어들고 있음

- 고무제품 및 플라스틱제품 제조업은 연간 채용규모가 약 9~10만명 정도로 비교적 큰 편이며 월평균으로는 4050~5,512명 정도임

<표 1> 화학산업의 연간 채용시장규모

| 구 분 | 사업체수 (개) | 종사자수 (명) | 채용자수(명) | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 월평균 |
| 코크스, 연탄 및 석유정제품 제조업 (KSIC 19) | 133 | 10,286 | 3,604 | 5,020 | 2,137 | 1,416 | 1,458 | 118~418 |
| 화학물질 및 화학제품 제조업 (의약품 제외) (KSIC 20) | 2,585 | 120,006 | 45,422 | 48,335 | 46,968 | 35,356 | 39,692 | 2,971~4,028 |
| 의료용 물질 및 의약품 제조업 (KSIC 21) | 421 | 29,680 | 15,108 | 19,579 | 11,924 | 9,814 | 8,242 | 687~1,632 |
| 고무제품 및 플라스틱제품 제조업 (KSIC 22) | 5,722 | 210,933 | 88,560 | 93,409 | 111,092 | 89,923 | 95,833 | 4,050~5,512 |
| 소계 | 8,861 | 370,905 | 152,694 | 166,343 | 172,121 | 136,509 | 145,225 | 11,376~14,343 |

자료 : 국가통계포털. 광공업조사
주 : 종사자는 10인 이상 사업체만 포함

# II. ARIMA 모형에 의한 화학제품 부문의 채용시장규모 전망

## 1 모형분석을 위한 기본적 질문

○ 화학제품 부문의 연간 채용시장 규모는 어느 정도인가?

○ 일년 중 어느 시기에 가장 많이 채용하는가?

○ 주가는 화학산업의 채용시장에 대해 선행지표가 될 수 있는가?

○ 주가와 채용시장과는 어느 정도의 시차가 있는가?

## 2 ARIMA 모형구축 절차

○ 평균과 분산의 정상성 확인
- 각 주기에 해당하는 평균과 분산이 일정
- 만일 비정상 시계열이면 차분이나 변수변환을 통해 정상화

○ 식별
- 관측값들 사이에 존재하는 상관관계 측정
  => 자기상관함수(ACF)와 편자기상관함수(PACF)
- ARIMA(p,d,q)에서 p, q를 임시로 결정
- 추정된 ACF와 PACF를 이론적 ACF와 PACF와 비교
- 이론적 ACF와 PACF와 비슷한 모형을 임시로 선택

○ 추정
- 식별단계에서 선택한 모형의 계수를 추정
- 추정된 모수의 통계적 유의성 판단
- 추정된 계수들의 절대값 크기를 이용하여 정상성과 가역성 판단

○ 모형검진
  - 추정된 모형이 통계적으로 적절한지 여부 결정
  - 검증법에 근거하여 모형의 기각여부를 판단

## 3 자료설명

○ 화학산업의 부문별 채용시장 규모에 대한 통계자료는 고용노동통계(laborstat.moel.go.kr)의 월별 고용통계(2009.6 ~2015.6)를 이용하였음(통계DB>주제별>고용>종사자>빈일자리>입·이직>월고용통계)

○ 생산지수는 통계청(kostat.go.kr)의 통계간행물 중 광공업생산동향에 기재된 자료(정책정보>통계정책자료실>통계간행물소개>광공업>광공업생산동향>온라인간행물)을 이용하였으며, 본 보고서에서는 광공업생산동향의 계절변동조정지수의 전월비값을 참고하여 2010년 1월의 지수를 100으로 보고 정하였음

○ 주가지수는 한국거래소(www.krx.co.kr)의 KRX Energy & chemicals의 월말 데이터를 사용하였음(지수>국내지수>일자별지수>KRX Energy & chemicals)

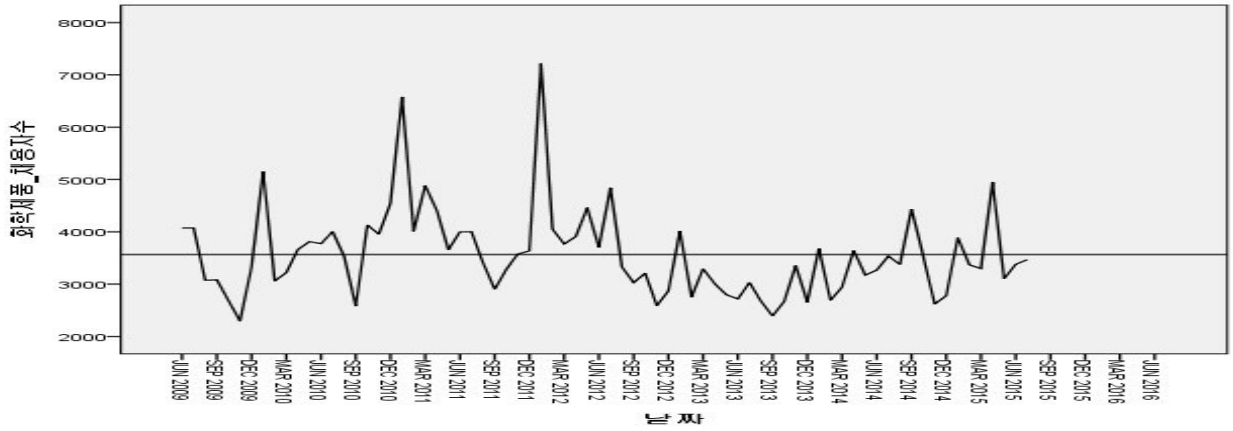
## 4 모형의 구축

### 1. 자료의 정상성 확인

(1) 화학제품의 채용자수에 대한 시계열 자료

○ 화학제품 채용자수의 원시계열자료에 대한 순차도표를 보면, 먼저 <그림 1>에서 보는 바와 같이 시간의 변화에 따라 평균이 일정하지 않음을 알 수 있음.

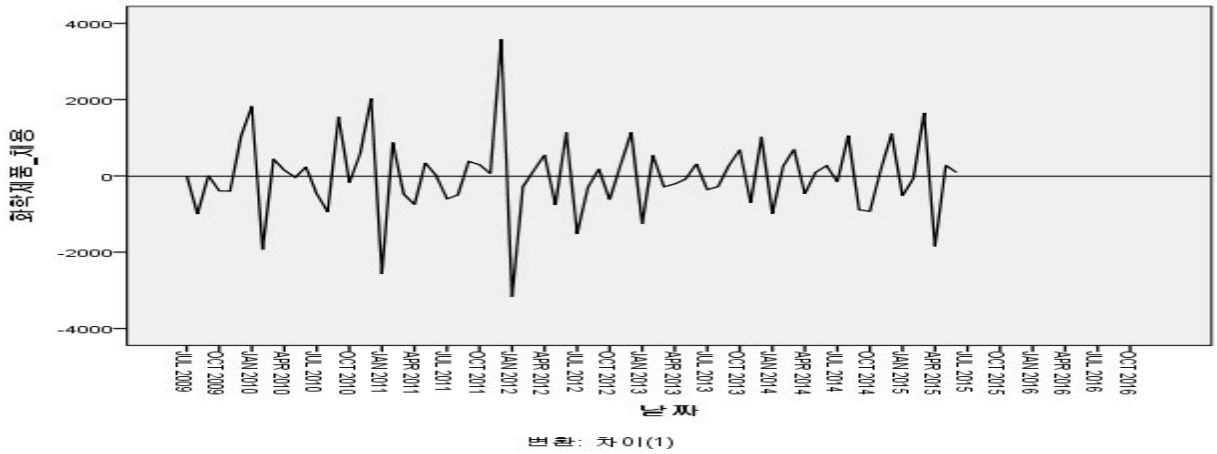
<그림 1> 화학제품 채용자수 순차도표




(2) 비계절적 차분

○ 시간의 변화에 따라 평균이 변화하는 현상을 제거하기 위해 비계절적 차분을 실시한 결과, 대체로 시간의 변화에 따라 평균이 일정해졌으나, 여전히 일년 중 4/4분기에는 채용자수가 증가하는 반면 1/4분기에는 감소하는 현상이 반복되어 계절적으로 변동이 존재하고 있음

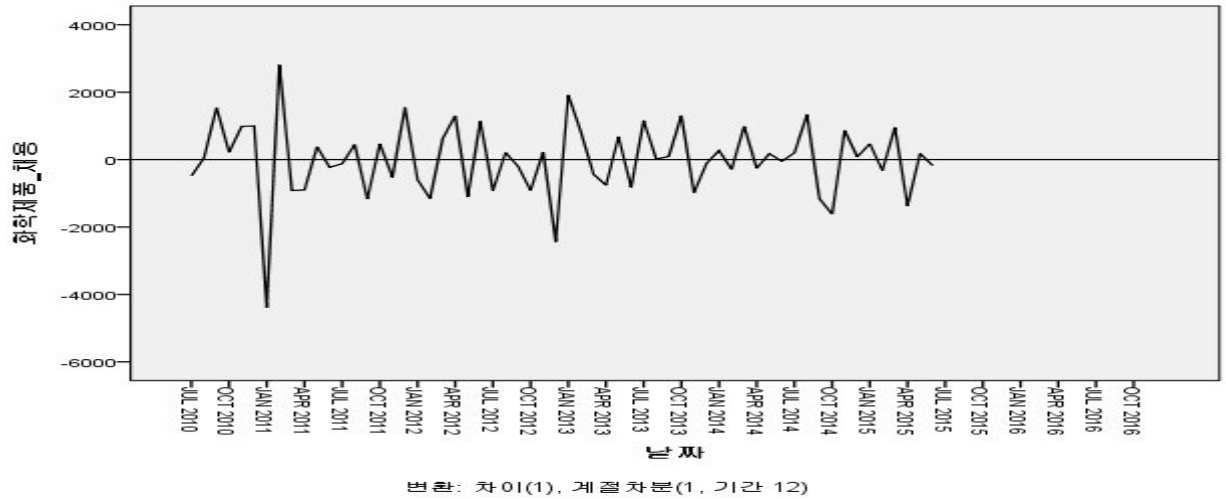
<그림 2> 화학제품 채용자수에 대한 비계절적 차분후의 순차도표




(3) 계절적 차분

○ 화학제품의 계절적 변동을 조정하기 위해 계절적 차분을 실시한 결과, 이상값을 제외하고는 시간의 변화에 따라 어느 정도 평균과 분산이 일정해졌음을 볼 수 있음.

<그림 3> 화학제품의 비계절적 차분과 계절적 차분 후의 순차도표




## 2. 식별과 추정

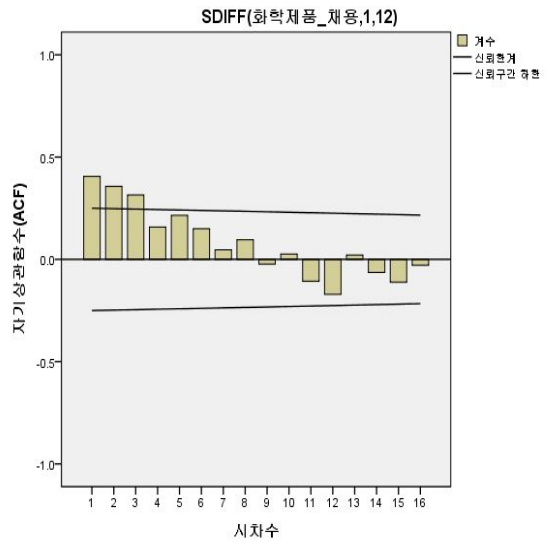
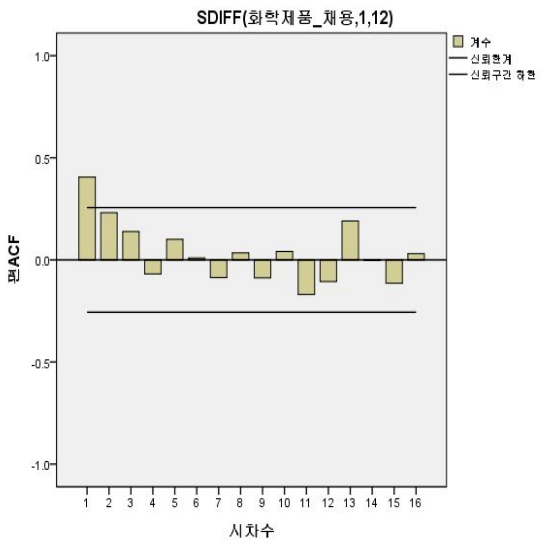
○ ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)모형의 식별과 추정을 위해서는 자기상관함수(ACF)와 편자기상관함수(PACF)의 이론적 형태와 특성을 이용하는 것이 좋음

| | |
|---|---|
| 이론적<br>자기상관함수의<br>형태적 특성 | - AR 프로세스 : 지수함수 또는 사인곡선 형태로 서서히 0으로 감소<br>- MA(q) 프로세스 : 시차 q에서 스파이크가 두드러지고 그 시차 후에는 ACF = 0<br>- ARMA 프로세스 : 0을 향해 서서히 감소 |
| 이론적<br>편자기상관함수의<br>형태적 특성 | - AR(p) 프로세스 : 시차 p에서 두드러진 스파이크가 나타나고 그 시차 이후로는 PACF = 0<br>- MA(q) 프로세스 : 지수함수 또는 사인곡선 형태로 서서히 0으로 감소<br>- ARMA 프로세스 : 0을 향해 서서히 감소 |

○ 화학제품의 비계절적 차분과 계절적 차분 후의 ACF와 PACF를 보면, ACF는 시차 1 이후에 서서히 감소하고 PACF도 시차 1 이후에 서서히 감소하

여 전형적인 ARIMA(1,1)의 특성을 보이고 있음.

<그림 4> 화학제품의 비계절적 차분과 계절적 차분 후의 ACF와 PACF

<table>
<tr><td> 
</td><td> 
</td></tr>
<tr><td>d=1, D=1</td><td></td></tr>
</table>

○ 따라서 ARIMA모형 구조를 임시로 ARIMA(1,0,1)(0,0,0)으로 정하여 임시모형을 추정한 결과는 다음과 같음

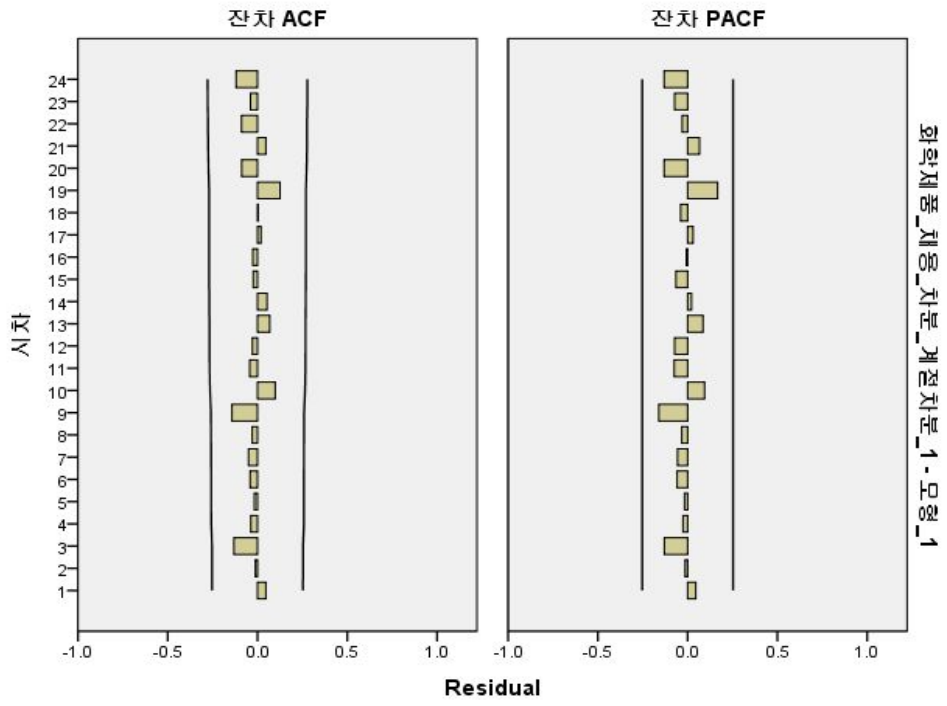
<표 2> 모형 설명

| | | | 모형 유형 |
|---|---|---|---|
| 모형 ID | SDIFF(화학제품_채용,1,12) | 모형_1 | ARIMA(1,0,1)(0,0,0) |

<표 3> 모형 통계량

| 모형 | 예측변수 수 | 모형적합 통계량 | Ljung-Box Q(18) | | | 이상값 수 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 정상 R 제곱 | 통계량 | 자유도 | 유의확률 | |
| SDIFF(화학제품_채용,1,12)-모형_1 | 0 | .660 | 4.886 | 16 | .996 | 3 |

<그림 5> 임시모형 ARIMA(1,0,1)(0,0,0)추정결과 잔차의 ACF와 PACF




○ 임시모형 ARIMA(1,0,1)(0,0,0)의 추정결과 정상 $R^2$ = 0.660으로 모형이 채용자수의 변동을 약 66% 정도 설명하고 있으며, 잔차 ACF와 PACF도 모두 95% 신뢰한계선 안에 존재하여 모형이 적합하게 추정된 것으로 보임

## 3. 모형검진과 예측

(1) 추정된 계수의 정상성과 가역성 점검

○ ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)모형의 일반적인 표기법은 아래와 같음

$$(1-\phi_1 B-\phi_2 B^2-\cdots-\phi_p B^p)(1-B)^d(1-B)^D\tilde{y_t}=(1-\theta_1 B-\cdots-\theta_q B^q)\epsilon_t$$

여기서 p : AR의 차수, d : 비계절차분의 차수, q : MA의 차수,
D : 계절차분의 차수, B : 후향연산자

○ 따라서 임시모형 ARIMA(1,0,1)(0,0,0)은 $(1-\phi_1 B)\widetilde{y_t}=(1-\theta_1 B)\epsilon_t$로 표현할 수 있으며 추정된 계수는 각각 $\phi_1 = -0.577$ $\theta_1 = 0.480$ 이므로 임시모형은 일단 $(1+0.577B)\widetilde{y_t}=(1-0.48B)\epsilon_t$으로 추정됨

○ 정상성 조건: $|\phi_1| = 0.577 < 1$,
가역성조건 : $|\theta_1| = 0.480 < 1$
따라서 추정된 모형은 정상성과 가역성 조건을 모두 만족

(2) 추정된 계수의 통계적 유의성 검증

○ MA(1)의 $\theta_1$에 대한 추정값 0.48은 t-value(=3.867)가 2보다 크고 또 유의확률(P-value)이 충분히 작아(significantly different from zero) 통계적으로 유의하고 계수를 받아들일 수 있음

○ AR(1)의 $\phi_1$에 대한 추정값 -0.577은 t-value(=-4.677)의 절대값이 대체로 2보다 크고 또 유의확률(P-value)이 충분히 작아 통계적으로 유의하고 계수를 받아들일 수 있음

<표 4> ARIMA 모형 모수

| | | | | | 추정값 | SE | t | 유의확률 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| SDIFF(화학제품_재용,1,12)-모형_1 | SDIFF(화학제품_재용,1,12) | 변환 | 차분 | | 1 | | | |
| | | 안 함 | MA | 시차 1 | .480 | .124 | 3.867 | .000 |
| | | | AR, 계절 | 시차 1 | -.577 | .123 | -4.677 | .000 |

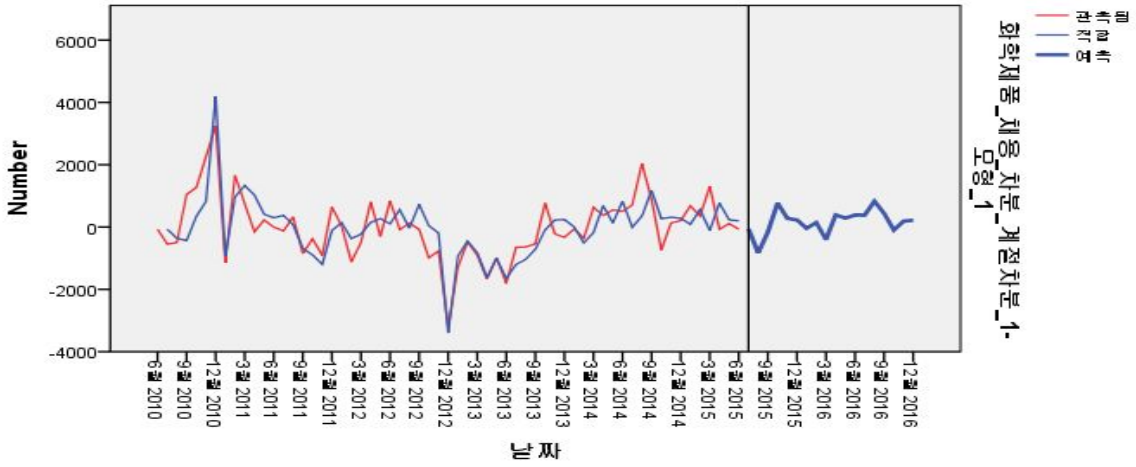
○ 추정된 모형에서 잔차($\epsilon_t$)들이 서로 독립이어서 백색잡음들인지를 검증하기 위해서는 통계량으로 Box-Ljung $\chi^2$을 사용하는데 <표 3>에서 보는 바와 같이 유의확률이 0.924이므로 유의수준 5%보다 월등히 큼.

○ 백색잡음이 서로 독립일 가능성이 92%라고 할 수 있으며 이에 따라 임시모형 ARIMA(1,0,1)(0,0,0) 적합하게 구축되어 최종모형으로 확정함

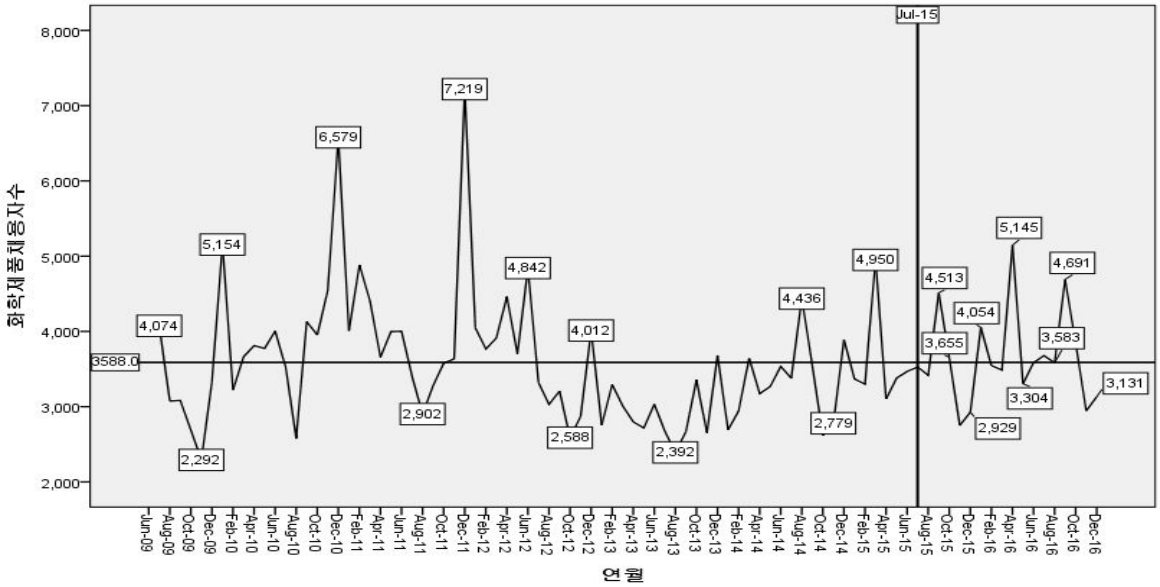
(3) 예측

ARIMA(1,0,1)(0,0,0)으로 2015년 7월 ~2016년 12월 동안의 화학제품 월별 채용자수는 <그림 7>과 <표 5>에서 보는 바와 같이 전망됨

<그림 6> 화학제품부문 채용자수의 차분과 계절차분값 전망(2015년 7월 ~ 2016년 12월)




<그림 7> 화학제품부문의 월별 채용자수 전망(2015년 7월 ~ 2016년 12월)




<표 5> 화학제품부문의 월별 채용자수 전망 (단위: 명/월)

| 년,월 | 2015.1 | 2015.2 | 2015.3 | 2015.4 | 2015.5 | 2015.6 | 2015.7 | 2015.8 | 2015.9 | 2015.10 | 2015.11 | 2015.12 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 채용자수 | 3,369 | 3,298 | 4,950 | 3,103 | 3,379 | 3,468 | 3,527 | 3,417 | 4,513 | 3,655 | 2,750 | 2,929 |
| 년,월 | 2016.1 | 2016.2 | 2016.3 | 2016.4 | 2016.5 | 2016.6 | 2016.7 | 2016.8 | 2016.9 | 2016.10 | 2016.11 | 2016.12 |
| 채용자수 | 4,054 | 3,546 | 3,485 | 5,145 | 3,304 | 3,585 | 3,678 | 3,583 | 4,691 | 3,843 | 2,946 | 3,131 |

## 5 소결론

○ 화학제품 부문의 경우 대체로 4/4분기에는 채용자수가 증가하는 반면 1/4분기에는 감소하는 현상이 반복되어 계절적 변동이 존재하고 있음

○ 계절적 및 비계절적 차분에 의한 자료를 바탕으로 추정한 결과 최종모형의 구조는 ARIMA(1,0,1)(0,0,0)이고 수학적으로는 $(1+0.577B)\widetilde{y_t}=(1-0.48B)\epsilon_t$ 으로 표현할 수 있음

# Ⅲ. Koyck모형을 이용한 채용시장의 선행지수 탐색

## 1 출력변수의 입력변수에 대한 Feedback 점검

○ 동적회귀모형에서는 입력변수가 출력변수의 변화에 영향을 줄 수 있지만 출력변수가 입력변수의 변화에 영향을 줄 경우 동적회귀모형을 사용할 수 없음.

○ 이에 따라 출력변수가 입력변수의 변화에 영향을 주는지 여부를 입력변수를 종속변수로 하고 출력변수와 입력변수의 시차변수들을 독립변수로 하는 선형회귀모형을 이용하여 판단할 수 있음.

$$X_t = c + b_1 X_{t-1} + b_2 X_{t-2} + \cdots + b_{16} X_{t-16} + c_1 Y_{t-1} + c_2 Y_{t-2} + \cdots + c_{16} Y_{t-16} + \epsilon_t$$

여기서 $Y_t$ : 입력변수 => 화학제품 부문의 주가지수를 차분과 계절차분한 값
$X_t$ : 출력변수 => 화학제품 부문의 채용자수를 차분과 계절차분한 값

○ 선형회귀분석 결과, 화학제품 부문의 채용자수의 각 시차별 추정계수들은 너무 커서 5% 유의수준에서 유의하지 않음

○ 결국 채용자수가 주가지수에 영향을 주는 피드백이 존재하지 않는다고 결론지을 수 있으며 이에 따라 단일식 형태의 동적회귀모형(Koyck 모형)을 구축할 수 있음.

<표 6> 피드백을 위한 선형회귀분석 결과

계수[a,b]

| 모형 | 비표준화 계수 | | 표준화 계수 | t | 유의확률 |
|---|---|---|---|---|---|
| | B | 표준오차 | 베타 | | |
| LAGS(SdS_1,1) | 1.263 | .248 | 1.239 | 5.090 | .000 |
| LAGS(SdS_1,2) | −.507 | .381 | −.498 | −1.330 | .204 |
| LAGS(SdS_1,3) | .528 | .340 | .564 | 1.552 | .141 |
| LAGS(SdS_1,4) | −.700 | .329 | −.808 | −2.126 | .051 |
| LAGS(SdS_1,5) | −.005 | .348 | −.006 | −.014 | .989 |
| LAGS(SdS_1,6) | .020 | .319 | .029 | .063 | .950 |
| LAGS(SdS_1,7) | .521 | .313 | .788 | 1.664 | .117 |
| LAGS(SdS_1,8) | −.340 | .309 | −.527 | −1.099 | .289 |
| LAGS(SdS_1,9) | .268 | .285 | .433 | .939 | .363 |
| LAGS(SdS_1,10) | −.426 | .265 | −.702 | −1.604 | .129 |
| LAGS(SdS_1,11) | .122 | .278 | .205 | .440 | .666 |
| LAGS(SdS_1,12) | −.226 | .328 | −.386 | −.691 | .500 |
| LAGS(SdS_1,13) | .632 | .335 | 1.088 | 1.886 | .079 |
| LAGS(SdS_1,14) | −.285 | .378 | −.495 | −.754 | .462 |
| LAGS(SdS_1,15) | −.113 | .275 | −.197 | −.411 | .687 |
| SDIFF(dE_1,1,12) | −.005 | .121 | −.006 | −.037 | .971 |
| LAGS(SdE_1_1,1) | −.029 | .115 | −.036 | −.248 | .807 |
| LAGS(SdE_1_1,2) | .001 | .120 | .002 | .012 | .990 |
| LAGS(SdE_1_1,3) | −.075 | .112 | −.092 | −.674 | .511 |
| LAGS(SdE_1_1,4) | −.016 | .108 | −.019 | −.147 | .885 |
| LAGS(SdE_1_1,5) | .074 | .107 | .091 | .695 | .498 |
| LAGS(SdE_1_1,6) | .015 | .107 | .019 | .141 | .890 |
| LAGS(SdE_1_1,7) | .101 | .107 | .125 | .942 | .361 |
| LAGS(SdE_1_1,8) | −.039 | .109 | −.048 | −.359 | .724 |
| LAGS(SdE_1_1,9) | .097 | .135 | .115 | .714 | .486 |
| LAGS(SdE_1_1,10) | −.050 | .154 | −.059 | −.326 | .749 |
| LAGS(SdE_1_1,11) | .094 | .146 | .108 | .649 | .526 |
| LAGS(SdE_1_1,12) | .248 | .147 | .298 | 1.681 | .113 |
| LAGS(SdE_1_1,13) | .037 | .139 | .046 | .269 | .792 |
| LAGS(SdE_1_1,14) | −.076 | .123 | −.092 | −.616 | .547 |
| LAGS(SdE_1_1,15) | −.069 | .106 | −.085 | −.653 | .523 |

a. 종속변수: SDIFF(S,1,12)

b. 원점을 통한 선형 회귀

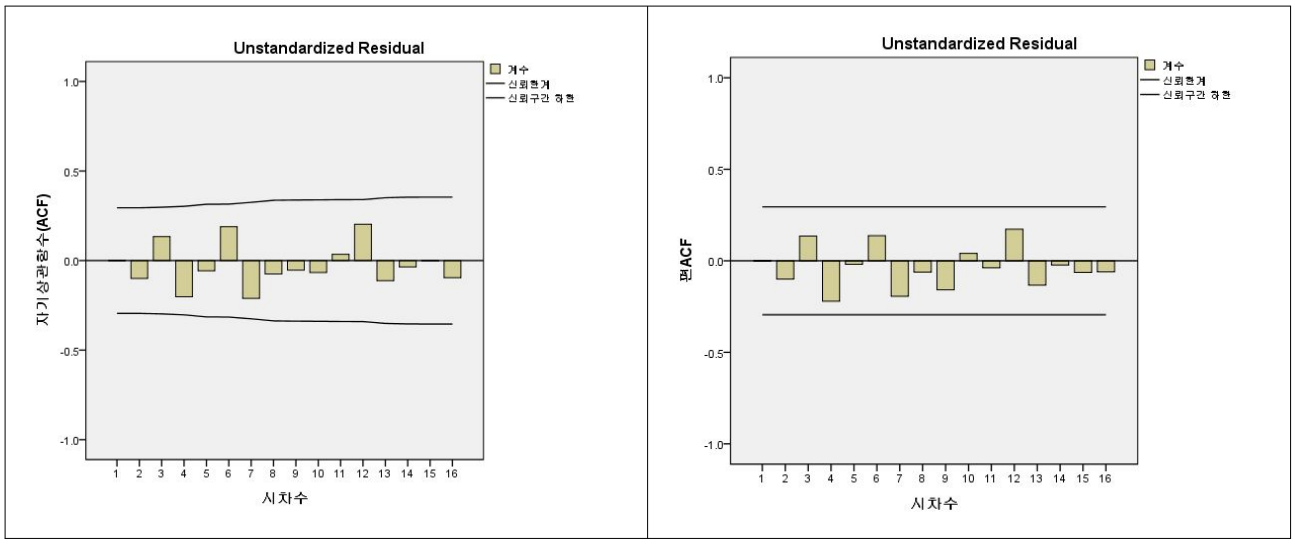
## 2 동적회귀(Koyck)모형의 식별, 추정

$$Y_t = c + \nu_1 X_t + \nu_2 X_{t-1} + \cdots \nu_{t-k} X_{t-k} + \cdots + \nu_{15} X_{t-15} + N_t \quad \text{-------- 식 ①}$$

$Y_t$ : 입력변수 => 화학제품 부문의 주가지수를 차분과 계절차분한 값
$X_t$ : 출력변수 => 화학제품 부문의 채용자수를 차분과 계절차분한 값
$X_{t-k}$ : 입력변수 => k 시차의 주가지수를 차분과 계절차분한 값
$N_t$ : 오차항 계열

○ 식 ①을 회귀분석하여 생성된 잔차 $N_t$의 자기상관함수를 <그림 8>에서 보면, 자기상관함수와 편자기상관함수가 모두 5% 신뢰구간을 벗어나지 않아 더 이상의 비계절적 차분이나 계절적 차분 그리고 변수변환을 할 필요 없이 새로운 오차항 계열($N_t$)을 자기회귀구조로 나타낼 수 있음

<그림 8> 선형회귀분석으로 생성된 잔차의 ACF와 PACF




○ 따라서 식 ①을 선형회귀한 결과 추정계수들은 동적회귀(Koyck)모형의 선형전이함수로서 각각의 $\nu_1, \nu_2, \cdots \nu_k, \cdots \nu_{15}$ 는 화학제품 분야의 주가가 화학제품 채용자수에 미치는 가중값들로서 임펄스 반응함수라고도 함

○ 화학제품 주가지수가 화학제품 채용시장에 미치는 영향을 추정한 임펄스 반응함수는 <표 7>과 같으며, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 계수를 보이는 시차는 6, 12, 13, 14임.

<표 7> 화학제품 주가지수의 화학제품 채용시장에 대한 임펄스 반응함수 추정

계수[a,b]

| 모형 | 비표준화 계수 | | 표준화 계수 | t | 유의확률 |
|---|---|---|---|---|---|
| | B | 표준오차 | 베타 | | |
| SDIFF(S,1,12) | -.154 | .409 | -.123 | -.375 | .710 |
| LAGS(SdS_1,1) | -.131 | .577 | -.106 | -.228 | .821 |
| LAGS(SdS_1,2) | .286 | .529 | .248 | .539 | .593 |
| LAGS(SdS_1,3) | .231 | .514 | .217 | .451 | .655 |
| LAGS(SdS_1,4) | -.565 | .498 | -.588 | -1.135 | .265 |
| LAGS(SdS_1,5) | -.767 | .490 | -.872 | -1.565 | .128 |
| LAGS(SdS_1,6) | 1.431 | .479 | 1.726 | 2.990 | .005 |
| LAGS(SdS_1,7) | -.558 | .470 | -.692 | -1.187 | .244 |
| LAGS(SdS_1,8) | .302 | .433 | .390 | .697 | .491 |
| LAGS(SdS_1,9) | -.269 | .417 | -.355 | -.645 | .523 |
| LAGS(SdS_1,10) | -.128 | .413 | -.171 | -.309 | .759 |
| LAGS(SdS_1,11) | -.350 | .410 | -.477 | -.855 | .399 |
| LAGS(SdS_1,12) | 1.179 | .431 | 1.620 | 2.733 | .010 |
| LAGS(SdS_1,13) | -1.069 | .468 | -1.482 | -2.286 | .029 |
| LAGS(SdS_1,14) | 1.046 | .459 | 1.456 | 2.276 | .030 |
| LAGS(SdS_1,15) | -.785 | .312 | -1.099 | -2.517 | .017 |

a. 종속변수: SDIFF(dE_1,1,12) : 화학제품 부문의 채용자수를 차분과 계절차분한 값
독입변수: 화학제품 부문의 각 시차별 주가지수를 차분과 계절차분한 값
b. 원점을 통한 선형 회귀

## 3 소결론

○ 시차 6에서 처음으로 유의한 계수(p-value = 0.005)가 나타나고 있기 때문에, 화학제품의 채용시장은 화학제품 주가의 변화에 대하여 무반응 시간(dead time)이 5개월 정도이며 시차 6에서 처음으로 반응한다는 것을 알 수 있음

○ 결국 화학제품의 주가지수는 화학제품의 채용시장에 5개월 정도의 시차를 두고 선행지표의 역할을 하며 같은 방향으로 변화한다는 것을 알 수 있음

<참고문헌>

1. 정동빈 (2010). SPSS 시계열 수요예측 I. 서울 : 한나래아카데미.
2. 정동빈 (2010). SPSS 시계열 수요예측 II. 서울 : 한나래아카데미.
3. 박준용, 장유순, 한상범 (2002). 경제시계열분석. 서울 : 경문사.
4. James D. Hamilton (1994). Time Series Analysis. Princeton University Press.
5. 고용노동통계. laborstat.moel.go.kr
6. 한국거래소 주가지수. www.krx.co.kr