

환율이 말레이시아 고용에 미치는 효과 분석

김완중*

I. 서론

환율은 수출입 경로를 통해서 산업 내 그리고 산업 간 고용에 영향을 미친다. 환율이 고용에 미치는 효과에 대한 기존 연구로는 구린차스(Gourinchas 1998), 버게스와 크네터(Burgess and Knetter 1998), 클라인과 트리스트(Klein and Triest 2000), 그리고 캄파와 골드버그(Campa and Goldberg 2001) 등이 있다. 기존 연구들은 OECD 국가 대한 연구에 국한되어 있다. 하지만 개도국들은 대외의존도, 세계시장에서의 마켓파워 등 여러 면에 있어서 선진국들과 다른 특징을 가지고 있다. 그 결과 환율 변화가 고용에 미치는 효과에 있어서 개도국들은 선진국들과 다른 양상을 보일 가능성이 높다. 이를 고려하여, 본 연구는 대외의존도가 높은 말레이시아에 있어서 환율변동이 이들 국가의 고용에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하고자 한다.

본 연구는 기존 연구와 달리 다음과 같은 특징을 갖는다. 첫째, 환율이 고용에 미치는 세 가지 경로(export orientation, import penetratio,

* SK 경영경제연구소, wjkim@sktelecom.com.

imported input)를 모두 고려한다. 캄파와 골드버그(2001)를 제외한 기존의 연구들은 그 경로를 실증분석에 반영하고 있지 않다. 캄파와 골드버그(2001)의 경우도 세 가지 경로 중 두 가지 경로만을 실증분석에 반영하고 있다. 둘째, 환율의 내생성을 고려한다. 구린차스(1998)를 제외한 기존 연구는 환율의 내생성을 실증분석에 반영하지 않고 있다. 구린차스(1998)의 경우 환율의 내생성을 고려하고 있지만 환율이 고용에 미치는 세 가지 경로를 실증분석에 반영하지 않고 있다. 본 연구는 SVAR 모형을 이용해 환율의 내생성(endogeneity)을 고려함과 동시에 환율이 고용에 미치는 모든 경로를 실증분석에 반영한다. 특히 VAR 시스템에 세계 GDP, 세계 이자율, 그리고 국제 원유가격 등 개도국 경제에 큰 영향을 주는 외생변수를 포함시킨 것도 기존 연구와의 차별성이라 하겠다. 본 연구는 크게 두 부분으로 나누어진다. 하나는 산업별 분석이고, 다른 하나는 패널분석이다. 전자는 산업별 분석을 통해 환율이 고용에 미치는 효과에 있어서 산업별 차별성을 드러내고자 하였으며, 후자를 통해서 말레이시아 제조업 전반에 있어서 환율이 고용에 어떠한 영향을 미치는지를 보고자 했다.

실증연구 결과는 다음과 같다. 첫째, 말레이시아의 고용은 평가절하에 양(+)의 반응을 보였다. 둘째, 환율이 고용에 미치는 영향은 산업에 따라 차별성을 보였다. 즉 대외개방도(수출집중도와 수입점유율의 합)가 높고, 생산요소의 수입의존도가 낮은 산업의 경우, 평가절하는 말레이시아 고용에 긍정적인 효과를 미친 반면, 대외개방도가 낮은 산업의 경우 평가절하는 오히려 고용에 부정적인 영향을 미치는 경향이 있다. 셋째, 분산분해 분석에 따르면, 말레이시아에 있어서 환율은 장기적인 고용 변화를 설명하는 데 있어서 중요한 역할을 할 뿐 아니라, 이자율보다 고용수준 결정에 보다 큰 역할을 하는 것으로 드러났다. 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에 환율이 고용에 미치는 효과에 대한 이론

적 경로를 검토한다. 제3장에서 추정식을 설정하고 실증분석에 사용될 자료에 대해 설명한다. 제4장에서 실증분석 결과를 해석하고 마지막 장에서 논의를 요약함과 동시에 본 연구로부터 얻을 수 있는 정책적 함의를 도출한다.

II. 환율과 고용 간 관계

환율과 고용 간 관계에 대한 연구로는 클라인과 트리스트(2000) 그리고 캄파와 골드버그(2001) 등이 있다. 가장 최근의 연구인 캄파와 골드버그(2001)는 환율이 고용에 미치는 3가지 경로를 이론적으로 도출해 냈다. 본 연구는 그들의 모형을 바탕으로 하되 말레이시아의 상황에 맞게 모형을 변형하고자 한다.

캄파와 골드버그(2001) 모형에 따르면, 기업은 상품 수요와 생산함수에 대한 제약하에서 예상되는 현재 및 미래 이윤(π)의 현재 가치를 극대화하고자 한다.

$$\pi(Y_t, Y_t^*, E_t) = \max_{Q_t, L_t, K_t, K_t^*} \sum_{t=0}^{\infty} \phi_t [P_t q_t + E_t p_t^* q_t^* - W_t L_t - E_t Z_t^* K_t^* - Z_t K_t - F(\Delta L_t)] \quad (2.1)$$

$$\text{단, } Q_t = q_t + q_t^*, \quad Q_t = L_t^\sigma K_t^{1-\sigma} K_t^{1-\sigma-\beta} \quad (2.2)$$

$$P_t(q_t : Y_t, E_t) = a(Y_t, E_t) q_t^{(-1/\mu)}, \quad E_t p_t^*(q_t^* : Y_t^*, E_t) = a^*(Y_t^*, E_t) q_t^{*(-1/\mu^*)} \quad (2.3)$$

$$F(\Delta L_t) = W_t \frac{b}{2} (L_t - L_{t-1})^2 \quad (2.4)$$

P_t , p_t^* , q_t 그리고 q_t^* 는 각각 국내 상품 가격, 수출 상품 가격, 국내 시장 판매량, 그리고 해외시장 판매량을 가리킨다. L_t , K_t 와 K_t^* 는 각각 노동, 노동 이외 여타 국내 생산요소와 수입 생산요소이다. W_t , Y_t ,

Y_t^* , 그리고 E_t 는 각각 임금수준, 국내소득수준, 해외소득수준, 그리고 환율을 나타낸다. Z_t 와 Z_t^* 는 각각 국내 및 해외시장에서의 비노동생산요소에 대한 단위비용을 나타낸다. $-\mu$ 와 $-\mu^*$ 는 국내 및 해외시장에서의 가격에 대한 수요탄력성이다. σ 와 ϑ 는 각각 노동 및 수입생산요소에 대한 산출 탄력성을 가리킨다. 식 (2.4)는 노동 수준을 조정하는데 따르는 조정비용을 나타낸다. 식 (2.4)에서 계수 b(상수)는 노동 조정비용과 관련된 것으로 산업에 따라 다른 값을 취한다. 시간 할인율은 $\phi_t = \prod_{\tau=0}^t \delta^\tau$ 로 정의되며, δ 는 기업의 할인율을 나타낸다.

캄파와 골드버그(2001)는 몇 가지 추가적인 가정하에서 기업의 최적 노동수요 함수를 도출하였다. 최적 노동수요함수의 축약형태(reduced form)는 다음과 같다.

$$L_t^d = \eta L_{t-1} + (1-\eta)(c_0 + c_1 Y_t + c_2 Y_t^* + [c_{3,0} + c_{3,1} \chi_t + c_{3,2} M_t + c_{3,3} \rho_t] E_t + c_4 W_t + c_5 Z_t + c_6 Z_t^*) \quad (2.5)$$

χ_t , M_t , 그리고 ρ_t 를 제외한 모든 변수는 로그로 표시된다. χ_t , M_t , 그리고 ρ_t 는 각각 수출집중도(export orientation ratio=exports/output), 수입점유율(import penetration ratio=imports/(output-exports+imports)), 그리고 생산요소 수입의존도(imported input ratio= imported input/output)를 가리킨다. $1-\eta$ 는 노동 조정비용이 없을 경우 노동 조정속도를 나타낸다.

캄파와 골드버그(2001)는 균형 고용수준을 도출하기 위해서 다음과 같은 노동 공급함수를 가정한다.

$$L_t^s = a_0 + a_1 W_t + a_2 Y_t \quad (2.6)$$

즉 노동공급은 임금과 소득 수준에 의해서 결정된다. 식 (2.6)에서도 역시 모든 변수는 로그로 표시된다. 식 (2.5)와 (2.6)으로부터 도출된 균형 고용수준은 다음과 같다.

$$L_t = \lambda_0 + \lambda_1 Y_t + \lambda_2 Y_t^* + \lambda_3 Z_t + \lambda_4 Z_t^* + (\lambda_{5,0} + \lambda_{5,1} X_t + \lambda_{5,2} M_t + \lambda_{5,3} \rho_t) E_t + \lambda_6 L_{t-1}. \quad (2.7)$$

식 (2.7)로부터 다음과 같은 함의를 얻을 수 있다. 첫째, 괄호안의 처음 세 계수값이 마지막 계수값보다 클(작을) 경우, 환율의 평가절하는 고용을 증가(감소)시킨다. 둘째, 환율이 고용에 미치는 효과 정도는 해당 기업의 개방도(수출집중도와 수입점유비율의 합)와 생산요소 수입의존도에 따라 결정된다. 이러한 결론은 기업수준이 아닌 산업수준에 대해서도 마찬가지로 적용될 수 있다.

III. 모형설정 및 자료

1. 모형설정

(1) 산업별 VAR 모형

식 (2.7)로부터, 몇몇 변수의 내성성(endogeneity)을 고려하여 다음과 같은 산업별 구조VAR(structural VAR, 이하 SVAR) 모형을 설정할 수 있다.

$$B_0 Y_t = K + B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \dots + B_p Y_{t-p} + C X_t + u_t \quad (3.1)$$

$$Y_t = (MEMP_t, EX_t, R_t, SEMP_t)', \quad X_t = (Y_t, Y_t^*, O_t, Z_t^*, D_t)'$$

위에서 t 는 시점을 나타낸다.

VAR 체계는 4개의 내생변수, 즉 제조업 총고용(MEMP)²⁾, 실질실효환율(E), 실질이자율(R), 그리고 부문별 고용(SEMP)로 구성된다. 또한 GDP, 무역액가중 세계 GDP, 국제 이자율(Z^*), 원유가격(O), 그리고 더미변수(D)와 같은 외생변수³⁾를 VAR 체계에 포함시킨다⁴⁾. 더미변수를 포함시킨 것은 고용에 있어서의 구조변화(structural break)⁵⁾ 가능성을 고려하기 위한 것이다.

SVAR에 있어서 B_0 에 대한 확인(identification)은 매우 중요하다. 다음과 같은 B_0 에 대한 제약 하에서 정확 확인(exact identification)이 가능하다. 첫째, 동기(contemporaneous period)에 있어서 산업별 고용 수준은 제조업 고용 수준에 영향을 주지 않는다. 둘째, 동기에 있어서 환율은 여타 다른 내생변수와 산업별 고용으로부터 영향을 받지 않는다. 이러한 가정은 분석 대상국들이 분석기간에 고정 혹은 관리변동환율제를 채택하고 있었음을 고려할 때 그리 지나친 제약은 아닐 수 있다. 또한 개도국에 있어서 환율변동은 이자율과 같은 거시경제 변수보다는 엔/달러 환율이나 국제투자자의 투자행태에 의해 보다 많은 영향을 받는다고

- 2) 클라인과 트리스트(2000)와 마찬가지로 이자율 및 환율과 별도로 여타 거시경제변수들이 산업별 고용에 미치는 효과를 포착하기 위해서 제조업 전체 고용 변수를 VAR 체계에 포함시킨다.
- 3) 외생변수들의 VAR 시스템 내 포함 여부를 결정하기 위해서 산업별 고용 식에 있어서 외생변수에 대한 t test 및 F test를 실시하였다. 그 결과 외생변수의 계수들이 통계적으로 유의한 것으로 나타나 상기의 외생변수들을 VAR 시스템에 포함시키기로 한다. 이는 소국개방경제에 있어서 대외여건 변화가 경제에 많은 영향을 주고 있다는 것을 고려할 때 논리적으로 합당한 것으로 보인다.
- 4) GDP의 외생성을 테스트하기 위해 Spencer and Berk(1981)의 Hausman Test를 이용하였다. 그 결과 대부분의 산업에 있어서 GDP의 외생성이 받아들여졌다. 또한 시차 종속 변수를 고려한 Godfrey(1997)의 Hausman Test의 경우에 있어서도 대부분의 산업에 있어서 GDP의 외생성이 받아들여졌다.
- 5) CUSUM(cumulative sum of least squares residuals) test 와 Andrew test 결과 몇몇 산업에 있어서 구조변화 가능성이 감지되었다. 이를 반영해 Andrew test를 바탕으로 산업별 고용식에 구조변화를 고려하기 위한 더미변수를 포함시킨다.

할 수 있다⁶⁾. 셋째, 동기에 있어서 제조업 및 산업별 고용 수준은 이자율에 영향을 주지 않는다. 이러한 제약하에서 B_0 는 다음과 같다.

$$B_0 = \begin{bmatrix} 1 & a & b & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & c & 1 & 0 \\ d & e & f & 1 \end{bmatrix}$$

더불어 structural innovation에 대한 분산-공분산 행렬이 대각(diagonal) 행렬이라는 가정이 더해 질 경우, SVAR은 정확 확인 된다. 시스템의 안정성(stationarity) 가정하에서 SVAR은 다음과 같은 축약 VAR(reduced VAR)로 변환될 수 있다.

$$Y_t = \Phi_0 + \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + \Gamma X_t + \varepsilon_t \quad (3.2a)$$

$$\text{단 } \Phi_0 = B_0^{-1} K, \Phi_i = -B_0^{-1} B_i, \Gamma = -B_0^{-1} C, \varepsilon_t = B_0^{-1} u_t. \quad (3.2b)$$

Structural innovation에 대한 공분산은 다음과 같다.

$$\Omega = E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = B_0^{-1} E(u_t u_t') (B_0^{-1})' = B_0^{-1} H (B_0^{-1})' \quad (3.3)$$

(2) 패널 VAR 분석(PVAR)

패널 자료를 이용한 분석을 위한 추정방정식은 다음과 같다.

$$B_0 Y_{it} = K_i + B_1 Y_{i,t-1} + B_2 Y_{i,t-2} + \dots + B_p Y_{i,t-p} + C X_{it} + u_{it}, \quad (3.4a)$$

$$K_i = (K_{i1}, K_{i2}, K_{i3}, K_{i4})', \quad (3.4b)$$

6) Fung, Ben S.(2002).

$$Y_{it} = (MEMP_{it}, E_{it}, R_{it}, SEMP_{it})' \quad (3.4c)$$

$$X_{it} = (Y_{it}, Y_{it}^*, O_{it}, Z_{it}^*, D_{it}, T)' \quad (3.4d)$$

위에서 i 와 t 는 산업과 시점을 나타낸다. 고용 방정식의 계수 추정과정에서 산업별 효과(individual effect) 가능성을 상수항의 개별화를 통해 허용한다.

2. 추정 절차

산업별 VAR 모형에 있어서 Φ_i 에 대한 추정은 (3.2a)의 왼쪽변수를 오른쪽 변수들로 OLS 회귀 분석함으로써 구할 수 있다. 하지만 패널 VAR 모형의 경우, 첫 번째(제조업고용) 및 네 번째 식(산업별고용)에서 산업별 효과(individual)가 존재한다면 단순 OLS에 의해 추정된 계수는 비일치성(inconsistency)을 보이게 된다. 잘 알려진 바와 같이 panel dynamic 모형에서 개별효과가 있을 경우 단순 OLS에 의한 추정값은 비일치성을 보이게 된다. 이러한 이유로 3장 3절 (3)항과 (4)항에서 일치성을 가진 추정치를 얻기 위한 방법을 논하기로 한다.

식 (2.7)에서 보여진 바와 같이 환율 관련(수출집중도, 수입점유율, 생산요소의 수입의존도)계수는 시간에 따라 변한다. 이를 고려하기 위해 첫 번째 그리고 네 번째 추정식은 교역비율(수출의존도, 수입개방도, 생산요소의 수입의존도)들을 포함하게 된다. 환율 및 환율 관련 변수의 계수를 추정한 후 (평균)교역비율⁷⁾을 이용해 환율의 고용에 대한 평균탄력성을 계산한다. 각각 추정식에서 추정된 계수 및 잔차를 이용해 충격 반응함수(Impulse Response Function)와 분산분해(Variance Decomposition) 분석을 할 수 있다.

7) 첫 번째 추정식(제조업고용)에 포함되는 교역비율은 해당 산업을 제외하고 계산된다.

3. 모형설정을 위한 테스트

(1) 가상회귀(spurious regression) 가능성

잘 알려진 바와 같이, 다음과 같은 경우에 가상회귀의 가능성을 검토하여야 한다. 첫째, 회귀식에 포함된 모든 변수가 $I(1)$ 이고, 둘째, 설명변수에 시차 종속변수가 없어야 한다. 모든 변수가 $I(1)$ 을 따른다 할지라도 종속 및 독립변수의 시차(lagged) 변수들이 추정식에 포함될 경우 가상회귀 문제는 피할 수 있다(Hamilton p.561). VAR 모형이 시차(lagged)변수로 이루어진 점을 고려할 때 가상회귀 가능성은 높지 않을 것으로 보인다. 특히 companion matrix(B)의 특이값 검정(eigenvalue test) 결과 특이값(eigenvalue)이 모두 1보다 작은 것으로 나타나 VAR 시스템이 안정적인 것으로 판단할 수 있다. 이를 고려할 때 level 자료를 이용해 추정되었다 할지라도 계수가 일치성(consistency)을 가진다고 말할 수 있다.

(2) 시차변수 결정 및 B_0 에 대한 제약 테스트

LR테스트 결과 대부분의 산업에 있어서 VAR(1)이 채택되었다(<표 1> 참조). B_0 에 대한 제약을 검정하기 위해 Granger Causality 테스트를 실시한 결과, 제조업 고용이 환율을 Granger cause하지 않고, 이자율이 환율을 Granger cause하지 않으며, 제조업 고용이 이자율을 Granger cause하지 않는다는 귀무가설이 대부분의 산업에 있어서 받아들여졌다.

<표 1> 계수의 동일성 검정

F statistic
0.80

주: 1) 산업별 효과(individual effects)를 제거하기 위해 Anderson and Hsiao(1981)의 방법을 따름.

2) 5% 임계치는 1.30.

(3) PVAR 모형에서 네 번째 식에 대한 동질성 테스트

네 번째 식(SEMP:산업별 고용)에 있어서 계수의 산업간 동질성 테스트를 위해 (2.7)로부터 다음과 같은 모형을 고려한다.

$$L_{it} = \lambda_{40} + \lambda_{41}Y_{it} + \lambda_{42}Y_{it}^* + \lambda_{43}Z_{it} + \lambda_{44}Z_{it}^* + (\lambda_{45,0} + \lambda_{45,1}\lambda_{it} + \lambda_{45,2}M_{it} + \lambda_{45,3}\rho_{it})E_t + \lambda_{46}L_{it-1}, (3.5)$$

위 식에서 산업별 효과(individual effect)와 임의 계수(random coefficient) 가능성은 산업별 개별 계수를 통해서 반영된다. 동태적 패널 모형에서 만약 산업별 효과가 존재하고 시계열 자료가 많지 않다면, 통상적인 OLS나 더미변수최소자승법(이하 LSDV)과 같은 패널분석으로부터 얻어진 추정치는 일치성을 잃게 된다. 그 결과 LSDV을 이용한 계수의 동질성 검정 또한 잘못된 결론을 유도할 수 있다. 그러한 가능성을 고려하여 추정식의 계수들을 Anderson and Hsiao(1981)에 따라 추정하도록 한다. 즉 1차 차분을 통해 산업별 효과를 제거한 다음 1기 시차 종속변수 (L_{it-1}) 대신 2기 시차 종속변수(L_{it-2})를 대리변수로 사용하여 잔차와 1차 시차종속변수 간 연관성 문제를 회피할 수 있다(이하 FD-IV 추정치, F 테스트 결과⁸⁾, 상수항을 제외한 모든 변수의 계수(이하 structural parameter)가 산업 간에 동일하다는 귀무가설이 받아들여졌다(<표 2> 참조).

<표 2> 산업별 효과에 대한 검정 통계량

고정효과(Fixed effects)	임의효과(Random effects)
F	LM
3.43	14.6

주: 1) 고정효과(fixed effect)의 경우 5% 임계치는 1.30임.

2) 임의효과(random effect)의 경우 5% 임계치는 3.84임.

8) Greene(2000) pp. 608~613 참조

(4) PVAR 모형에 있어서의 산업별 효과 테스트

두 번째 단계로 산업별 효과가 있는지를 테스트한다. 즉 추정식에 있어서 각 산업이 각기 다른 상수항을 가지는가를 보고자 한다. 고정효과 모형(fixed effect model)을 통해서 이를 검정할 수 있다. 잘 알려진 바와 같이 동태 패널분석이라 할지라도 시계열 자료가 많을 경우 LSDV 추정치(이하 FE 추정치)는 일치성을 갖는다(Hsiao, Pesaran, and Tahmiscioglu, 2001). 개별효과⁹⁾에 대한 검정을 위해 상수항 대신 28개 산업 더미변수를 회귀 추정식(식 (3.5))에 포함시킨다.

고정효과모형(fixed effect model)하에서의 테스트 결과, 산업별 효과가 존재하지 않는다는 귀무가설이 기각되었다(<표 3> 참조). 또한 임의효과모형(random effect model)하에서의 테스트 결과도 산업별 효과가 존재하지 않는다는 귀무가설이 기각되었다. 지금까지의 검정결과, LSDV를 활용한 계수 추정시 추정계수의 일치성에는 문제가 없는 것으로 판단된다¹⁰⁾.

<표 3> Hausman test 통계량

Wald statistic
23.8

주: 5% 임계치는 22.36임.

4. 자료

산업별 고용 자료(1970~1995)는 UNIDO가 제공한 것으로, 제조업(28개 산업)에 속한 산업들에 있어서 총 종업원 수이다. 산업분류는 국제표

9) Greene(2000) pp. 560~562 참조

10) Hausman 검정결과에 따르더라도 고정효과 모형이 적합한 것으로 받아들여진다.

준산업분류 3자리 기준(ISIC 3-digit)이다. 노동집약도는 총산출량 대비 총 종업원수로 정의된다. 실질실효환율 자료는 IMF의 IFS 자료를 토대로 작성되었으며, 환율은 미 달러당 원화로 표시된다. 실질실효환율은 주요 교역국의 양자 간 교차 환율의 무역 가중 평균치로 계산된다¹¹⁾. 이자율은 IFS에 수록된 통화시장(Money Market) 이자율을 사용하였다. 실질 이자율은 소비자물가지수(CPI)를 이용하여 계산하였다. 한편 국제 금리는 미국 재무부 채권(3년 만기) 수익률을 사용하였다. 원유가격은 세계 연평균 가격으로 IFS 자료를 이용한다.

무역비율은 다음과 같이 계산된다. 먼저 마스크스(Keith E Maskus, 1989)를 따라 산업분류(3-digit ISIC Rev.2)와 무역분류(2-digit SITC Rev.2) 간 불일치 문제를 해결하였다. 수출집중도(export orientation ratio)는 산출량 대비 수출액으로, 수입의존도(import penetration ratio)는 수입액/(산출량-0.1*수출액-수입액)으로, 생산요소 수입비율은 산출량 대비 생산요소 수입액으로 계산하였다. 수입의존도 산출 과정에서 수출액에 대한 조정은 몇몇 산업에서 나타난 마이너스 값을 피하기 위한 것이다. 무역비율 계산과정에서 사용된 수출 및 수입, 그리고 산출량 자료는 각각 World Trade Database(WTDB)와 UNIDO에서 제공된다. 한편 생산요소수입비율은 3개년도(1975, 1985, 그리고 1990) Input-output Table을 이용 계산하였다. 나머지 연도의 자료는 연도 간 증가율을 이용해 내포(interpolation)과 외삽(extrapolation)을 통해서 보완하였다¹²⁾. 관련 자료는 말레이시아의 투입산출표과 국제투입산출표(international input output tables)로부터 얻어진다. 산업분류에 있어서, ISIC분류로 전환된 무역자

11) 실질실효환율에 사용될 무역 가중치는 1995년을 기준으로 한다.

12) 세 가지 무역비율 모두를 이용할 때와 수출집중도와 수입의존도 두 비율만을 이용할 때의 분석결과에 큰 차이가 없었던 것을 고려할 때, input-output 자료를 이용하는 과정에서의 내포(interpolation) 및 외삽(extrapolation)에 따른 문제는 크지 않은 것으로 보인다.

료와 투입산출표의 산업 분류 간 약간의 불일치 때문에 몇몇 산업에 있어서 통합 자료가 사용된다¹³⁾.

이자율과 무역비율을 제외한 모든 자료는 로그 값으로 전환된다. 실질이자율에 대해서 로그를 취하지 않은 것은 몇몇 년도에 있어서 실질이자율이 마이너스를 보였기 때문이다. 그 문제의 심각성을 점검하기 위해서 이자율에 일정값을 더한 후 로그를 취한 자료를 이용해 실증분석을 해보았다. 그 결과 두 경우에 있어서 별 다른 차이가 발견되지 않았다. 그래서 본 논문에서는 이자율 수준을 그대로 사용한 실증분석 결과만을 제시한다.

IV. 추정 결과

1. 산업별 VAR 분석

(1) 충격반응함수(IRF)

<표 3>은 환율충격의 고용에 대한 산업별 IRF를 나타내고 있다. 환율충격의 고용에 대한 분석에 있어서 무역비율의 중요성을 살펴보기 위해 <표 3>은 산업별 및 모형별 IRF를 보여 준다. 'Model 1'은 세 가지 무역비율을 모두 고려했을 때, 'Model 2'는 수출집중도 및 수입점유율만을 고려했을 때, 'Model 3'은 수출집중도 및 생산요소 수입비율만을 고려했을 때, 'Model 4'는 무역비율을 전혀 고려하지 않았을 때의 IRF를 나타낸다.

13) 생산요소수입비율에 있어 ISIC 313/314, 323/324, 341/342, 352/356, 353/354, 361/362, 385/390 자료는 각각 통합자료이다.

〈표 3〉 환율충격에 대한 산업별 고용의 IRF

IRF1(충격 후 1기 반응)					IRF5(충격 후 1~5기 누적 반응)				
ISIC	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	ISIC	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
311	-0.74	-0.75	-0.75	-0.66	311	-5.46	-5.18	-5.22	-4.52
313	-0.17	-0.21	-0.16	-0.24	313	-0.92	-3.67	-1.33	-3.31
314	-0.15	-0.89	-1.03	-1.01	314	-3.94	-5.99	-7.82	-6.51
321	-0.47	-0.33	-0.20	-0.12	321	0.27	0.53	1.75	1.64
322	0.15	0.19	-0.34	-0.27	322	9.09	8.92	4.34	4.01
323	1.62	1.69	2.15	1.64	323	13.19	13.25	12.89	13.54
324	0.06	-0.98	-0.38	-0.73	324	4.11	1.61	5.41	0.82
331	-0.05	-0.04	0.11	0.21	331	2.91	2.89	2.86	2.76
332	0.45	0.41	0.39	0.42	332	-0.14	-0.02	-0.04	-0.09
341	-0.05	-0.04	-0.20	-0.11	341	2.74	2.96	1.89	1.86
342	-0.12	-0.16	-0.16	-0.30	342	-0.54	-0.73	-0.75	-1.23
351	-0.22	-0.40	-0.04	-0.39	351	3.65	3.69	3.48	1.36
352	0.33	0.34	0.38	0.36	352	1.89	2.08	2.08	2.31
353	2.63	2.67	2.78	2.57	353	-4.43	-4.44	-3.31	-1.58
354	1.24	1.38	1.61	1.80	354	0.04	1.07	0.65	3.49
355	0.34	0.48	0.34	0.64	355	4.47	4.32	4.47	4.53
356	0.11	0.20	0.12	0.04	356	3.69	3.71	3.74	3.90
361	-1.33	-1.12	-1.25	-1.80	361	4.82	5.14	4.06	3.35
362	0.03	0.05	-0.01	-0.09	362	-2.16	-2.07	-2.19	-2.22
369	0.27	0.27	0.47	0.20	369	0.37	0.37	1.10	0.70
371	-1.28	-1.25	-1.24	-1.30	371	-0.79	-2.19	-2.65	-3.08
372	0.20	0.24	0.40	0.33	372	3.59	3.66	4.39	4.21
381	0.13	-0.21	-0.25	-0.43	381	1.42	0.89	0.96	0.40
382	-0.09	-0.13	-0.26	-0.72	382	2.68	2.89	2.65	1.77
383	-2.27	-2.05	-2.27	-2.60	383	-5.23	-5.63	-12.48	-11.30
384	0.27	0.28	-0.18	-0.21	384	0.48	0.49	-0.19	-0.05
385	0.21	0.05	0.04	-0.07	385	6.69	6.52	6.58	6.57
390	1.31	1.37	1.12	1.88	390	7.56	7.38	7.28	7.73

산업별 분석에 따르면, 대부분 산업에 있어서 환율충격에 대한 고용의 IRF은 모형(무역비율 포함여부)에 크게 민감하지 않은 것으로 나타났다(<표 3> 참조). 반면 몇몇 산업에 있어서 환율충격에 대한 고용의 IRF 크기는 모형에 민감한 것으로 드러났다. 예상했던 바와 같이 환율 충격에 대한 고용의 IRF 크기는 산업에 따라 다양하다. 이러한 산업별

다양성은 산업들이 갖는 수출집중도, 수입점유율, 그리고 생산요소 수입의존도에 있어서의 차이를 반영하고 있는 것으로 이해할 수 있다. <표 3>에 따르면, IRF에 있어서 무역비율을 모두 고려한 경우와 두 가지만 고려한 경우에 있어서는 큰 차이가 없음을 알 수 있다. 하지만 세 가지 무역비율을 모두를 고려한 경우와 무역비율을 전혀 고려하지 않은 경우에 있어서는 부호와 크기에 있어서 차이가 있음을 알 수 있다. 이러한 분석 결과는 환율이 고용에 미치는 효과분석에 있어서 무역비율을 고려하는 것이 중요함을 보여주고 있다.

‘Model 1’에 기초한 분석에 따르면, 말레이시아의 총 28개 (제조업) 산업 중 16개 산업이 환율의 평가절하 충격 1년 후(이하 ‘VAR-IRF1’ 또는 ‘단기 IRF’) 고용 증가를 보인다. 한편 환율의 평가절하 충격 5년 후(이하 ‘VAR-IRF5’ 또는 ‘장기 IRF’) 누적고용의 경우, 총 28개 산업 중 19개 산업이 고용증가를 시현한다.

한편 <표 4>, <표 5-1>, <표 5-2>는 산업을 특성별로 분류하였을 때의 산업별 IRF를 정리한 것이다. 단기 및 장기 IRF에 있어서 산업특성별 유형이 발견된다. 즉 모형에 관계없이 대외개방도(수출의존도와 수입개방도의 합)가 높은 산업¹⁴⁾일수록 환율의 평가절하 충격은 고용에 긍정적인 영향을 주는 경향이 있다(<표 5-1>, <표 5-2>참조). 반면 대외개방도가 중간 정도 또는 낮은 산업일수록 평가절하충격은 고용에 부정적인 영향을 주는 경향이 있다. 단기 IRF의 경우, 기대했던 바와 같이 높은 대외개방도와 낮은 생산요소 수입의존도를 보이는 모든 산업에 있어서 평가절하는 고용에 긍정적인 영향을 주는 것으로 드러난다. 장기 IRF의 경우, 생산요소 수입의존도가 중간 정도에 속한 대부분의 산업이

14) 대외개방도 순위가 상위 1~9위에 속한 산업은 대외개방도가 높은 것으로, 하위 1~9위에 속한 산업은 대외개방도가 낮은 것으로 분류했다. 그 외 상위 10~19위에 속한 산업은 대외개방도가 중간 정도인 산업으로 분류하였다. 생산요소 수입의존도에 있어서도 같은 기준으로 산업이 분류되었다.

〈표 4〉 환율 단위 충격에 대한 고용의 IRF: 모형별 및 산업특성별 분류

	ISIC	OP	INP	LB	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
					IRF	SD	IRF	SD	IRF	SD	IRF	SD
HHH	385	4	8	8	0.21	0.23	0.05	0.23	0.04	0.23	-0.07	0.23
	390	6	7	6	1.31	0.25	1.37	0.31	1.12	0.29	1.88	0.39
HHM	354	1	2	19	1.24	0.48	1.38	0.48	1.61	0.48	1.80	0.50
HHL	353	7	1	28	2.63	0.47	2.67	0.48	2.78	0.48	2.57	0.53
HMH	324	3	19	3	0.06	0.53	-0.98	0.58	-0.38	0.58	-0.73	0.62
HMM	382	5	10	12	-0.09	0.37	-0.13	0.37	-0.26	0.36	-0.72	0.36
HML	351	9	16	27	-0.22	0.10	-0.40	0.11	-0.04	0.11	-0.39	0.15
HLM	331	8	28	11	-0.05	0.10	-0.04	0.10	0.11	0.11	0.21	0.13
HLL	372	2	21	24	0.20	0.22	0.24	0.22	0.40	0.21	0.33	0.22
MHH	322	10	5	1	0.15	0.20	0.19	0.21	-0.34	0.26	-0.27	0.26
MHM	381	14	6	15	0.13	0.26	-0.21	0.25	-0.25	0.25	-0.43	0.25
	383	13	3	17	-2.27	0.69	-2.05	0.70	-2.27	0.75	-2.60	0.78
	384	12	4	18	0.27	0.18	0.28	0.18	-0.18	0.27	-0.21	0.29
MHL	371	15	9	23	-1.28	0.46	-1.25	0.47	-1.24	0.45	-1.30	0.50
MMH	321	18	13	9	-0.47	0.19	-0.33	0.19	-0.20	0.19	-0.12	0.19
	361	17	18	2	-1.33	0.45	-1.12	0.46	-1.25	0.46	-1.80	0.47
MMM	341	19	12	13	-0.05	0.11	-0.04	0.11	-0.20	0.11	-0.11	0.12
	362	11	17	14	0.03	0.24	0.05	0.24	-0.01	0.24	-0.09	0.25
MLH	323	16	20	5	1.62	0.60	1.69	0.60	2.15	0.65	1.64	0.65
LMH	356	23	14	7	0.11	0.24	0.20	0.26	0.12	0.25	0.04	0.25
LMM	342	24	11	10	-0.12	0.11	-0.16	0.12	-0.16	0.12	-0.30	0.12
LML	352	22	15	20	0.33	0.14	0.34	0.15	0.38	0.14	0.36	0.16
LLH	332	25	26	4	0.45	0.40	0.41	0.40	0.39	0.40	0.42	0.43
LLM	369	27	22	16	0.27	0.15	0.27	0.15	0.47	0.16	0.20	0.17
LLL	311	21	25	26	-0.74	0.20	-0.75	0.20	-0.75	0.20	-0.66	0.19
	313	26	23	22	-0.17	0.17	-0.21	0.23	-0.16	0.17	-0.24	0.23
	314	28	24	25	-0.15	0.69	-0.89	0.77	-1.03	0.76	-1.01	0.79
	355	20	27	21	0.34	0.20	0.48	0.23	0.34	0.20	0.64	0.26

- 주: 1) HML은 높은(H) 수출집중도, 중간(M) 생산요소 수입의존도, 낮은(L) 노동집약도.
 2) OP, INP, LB는 각각 총 28개 제조업 산업 중 각 산업의 개방도, 생산요소 수입의존도, 노동집약도에 있어서 순위를 가리킴.
 3) SD는 IRF의 단위 표준편차임.

평가절하에 대해 긍정적인 고용효과를 보이고 있다. 또한 장기 IRF의 경우 대부분의 산업이 평가절하에 대해 긍정적인 고용효과를 보이고 있고, 부정적인 고용효과를 보이는 몇몇 산업들의 경우 대외개방도가 중간정도이거나 낮은 것으로 드러났다. 한 가지 흥미로운 것은 중간 정도의 생산요소 수입의존도를 보이는 산업들의 경우, 단기에 있어서는 대부분 부정적인 고용효과를 보이나 장기의 경우 모두 긍정적인 고용효과를 보인다는 것이다. IRF에 있어서 발견되는 이러한 산업특성별 유형은 통계적으로 유의한 IRF¹⁵⁾만을 고려할 때 더욱 두드러진다(<표 5-1>, <표 5-2> 참조).

<표 5-1> 환율충격에 대한 고용의 단기 IRF(VAR-IRF1): 산업특성별 분류

		개방도							
		H		M		L			
		+	-	+	-	+	-		
생산요소 수입비용	H	4(3)	0(0)	3(1)	2(2)	0(0)	0(0)	7(4)	2(2)
	M	1(0)	2(1)	1(0)	3(2)	2(1)	1(1)	4(1)	6(4)
	L	1(0)	1(0)	1(1)	0(0)	3(3)	3(2)	5(4)	4(2)
		6(3)	3(1)	5(2)	5(4)	5(4)	4(3)		

- 주: 1) 괄호 안의 숫자는 통계적으로 유의한 IRF만을 고려했을 때 임.
- 2) <표 4>를 이용 작성.

<표 5-2> 환율충격에 대한 고용의 장기 IRF(VAR-IRF5): 산업특성별 분류

		개방도							
		H		M		L			
		+	-	+	-	+	-		
생산요소 수입비용	H	3	1	3	2	0	0	6	3
	M	3	0	3	1	2	1	8	2
	L	2	0	1	0	2	4	5	4
		8	1	7	3	4	5		

15) IRF의 표준편차 1단위 허용범위 안에서 IRF의 부호가 변하지 않은 경우를 통계적으로 유의한 것으로 간주했다.

한편 IRF의 크기에 있어서는 산업특성별 뚜렷한 유형이 발견되지 않는다. 다만 단기 IRF에 있어서 높은 대외개방도와 낮은 노동집약도¹⁶⁾를 가진 산업(ISIC 353)이 평가절하충격에 대해 가장 큰 반응을 보였다는 점은 이론과 일치한다 하겠다.

(2) 분산분해 분석(Variance Decomposition)

앞절의 IRF분석은 환율충격이 고용에 어느 정도의 영향을 미치는가를 보여준다. 이에 반해 분산분해 분석은 환율이 고용 변화를 설명하는 변수로서의 상대적 중요성을 보여준다. <표 6>은 말레이시아 고용의 분산분해를 보여주고 있다¹⁷⁾. <표 6>에 따르면 평균적으로 2년 후 고용전망에 대한 분산의 18.42%를 환율이 설명하고 있음을 보여준다. 기대된 바와 같이, 단기에 있어서 고용전망에 대한 분산의 대부분은 산업별 자체 충격에 의해서 가장 많이 설명됨을 볼 수 있다. 반면 장기전망에 있어서는 고용분산의 48.89%가 환율변화에 의해 설명되고 있다.

한편 분산분해에 있어서 산업특성별 뚜렷한 유형은 발견되지 않는다. 하지만 이론상 기대된바와 같이 여타 산업들에 비해 개방도가 높고 노동 집약도가 낮은 산업에 있어서 환율의 고용 분산분해 비율이 가장 높게 나타난다(<표 7>참조). 또한 산업특성별 분류에 따르면 여타 산업군에 비해 개방도가 높고 노동집약도가 낮은 산업군에 있어서 환율의 고용분산분해 비율이 높다.

16) 캄파와 골드버그(2001) 이론에 따르면, 노동집약도가 낮은 산업일수록 환율충격에 대해 보다 큰 고용 반응을 보이게 된다.

17) 이하 분산분해 분석 논의는 세 가지 무역비율을 모두 고려한 'Model 1'에 기초한 분석 결과에 따른다.

<표 6> 고용의 2년과 20년 전망에 대한 분산분해

ISIC	2년 고용 전망				20년 고용 전망			
	MEMP	E	R	SEMP	MEMP	E	R	SEMP
311	1.24	35.13	0.00	63.63	2.48	75.45	0.00	22.07
313	18.55	2.18	0.00	79.27	16.78	8.66	0.00	74.56
314	0.00	2.18	0.00	97.81	50.70	37.05	0.01	12.25
321	24.03	13.55	0.00	62.41	21.92	16.91	0.00	61.16
322	15.00	1.82	0.00	83.18	5.31	86.70	0.00	7.98
323	18.75	58.78	0.00	22.48	3.91	91.23	0.00	4.86
324	30.04	0.23	0.00	69.73	18.85	61.65	0.00	19.50
331	16.25	0.18	0.00	83.56	5.93	48.51	0.00	45.56
332	43.39	9.39	0.00	47.22	38.09	31.32	0.00	30.59
341	0.30	0.23	0.00	99.47	15.18	58.47	0.00	26.34
342	20.01	1.11	0.00	78.88	17.67	4.46	0.00	77.87
351	2.27	4.58	0.00	93.15	5.59	68.49	0.00	25.91
352	9.47	9.13	0.00	81.39	12.75	31.56	0.00	55.69
353	9.26	79.30	0.00	11.44	7.02	86.23	0.00	6.75
354	30.78	41.90	0.01	27.30	39.16	38.27	0.01	22.56
355	0.94	10.38	0.00	88.68	1.63	65.92	0.00	32.44
356	37.91	0.80	0.00	61.29	20.81	51.26	0.00	27.93
361	34.49	41.72	0.00	23.78	16.62	73.18	0.00	10.20
362	32.13	0.04	0.00	67.82	20.53	37.13	0.00	42.34
369	19.37	5.49	0.00	75.14	17.85	16.90	0.00	65.25
371	4.39	59.43	0.00	36.18	14.28	60.65	0.00	25.07
372	45.55	2.17	0.00	52.28	27.75	34.76	0.00	37.49
381	70.13	0.48	0.00	29.39	65.75	6.87	0.00	27.39
382	60.67	0.35	0.00	38.98	35.24	43.93	0.00	20.83
383	23.14	64.39	0.00	12.47	18.26	68.57	0.00	13.17
384	12.37	6.16	0.00	81.47	17.13	7.56	0.00	75.32
385	15.88	3.64	0.00	80.48	13.34	75.07	0.00	11.58
390	3.30	60.93	0.00	35.77	6.56	82.23	0.00	11.21
평균	21.42	18.42	0.00	60.17	19.18	48.89	0.00	31.92
표준편차	18.17	25.06	0.00	26.97	15.01	26.88	0.00	22.17

〈표 7〉 산업별 고용의 분산분해에 있어, 환율의 기도여 정도: 산업특성별 분류

	H				M					L					
H	353	354	385	390	322	371	381	383	384						
	1	7	16	5	20	6	21	2	13						
M	324	351	382		321	341	361	362		342	352	356			
	25	15	24		9	26	4	28		22	12	23			
L	331	372			323					311	313	314	332	355	369
	27	17			3					8	18	19	10	11	14

주: 1) 열(행)의 HML은 개방도(생산요소 수입의존도)의 정도(높음:H, 중간:M, 낮음:L).

	H				M					L					
H	324	385	390		321	322	323	361		332	356				
	25	16	5		9	20	3	4		10	23				
M	331	354	382		341	362	381	383	384	342	369				
	27	7	24		26	28	21	2	13	22	14				
L	351	353	372		371					311	313	314	352	355	
	15	1	17		6					8	18	19	12	11	

주: 1) 열(행)의 HML은 개방도(노동집약도)의 정도(높음:H, 중간:M, 낮음:L).

- 2) 각 셀에서 첫 번째 행은 ISIC를, 두 번째 행은 환율의 고용 분산분해에 대한 기여도에 있어서 순위를 나타냄.
- 3) 〈표 4〉에 기초해 작성.

〈표 8〉 산업군별 고용의 분산분해에 있어, 환율의 평균 기도여 정도: 산업특성별 분류

	H	M	L		H	M	L
H	38,75	48,54		H	61,99	47,96	54,25
	29,59	32,03			23,34	29,91	9,949
M	67,29	63,37	73,85	M	49,95	58,12	77,01
	27,17	31,04	10,95		29,69	36,26	2,645
L	67,92	22,48	75,29	L	52,29	36,18	82,16
	22,12	0	18,03		40,86	0	12,65

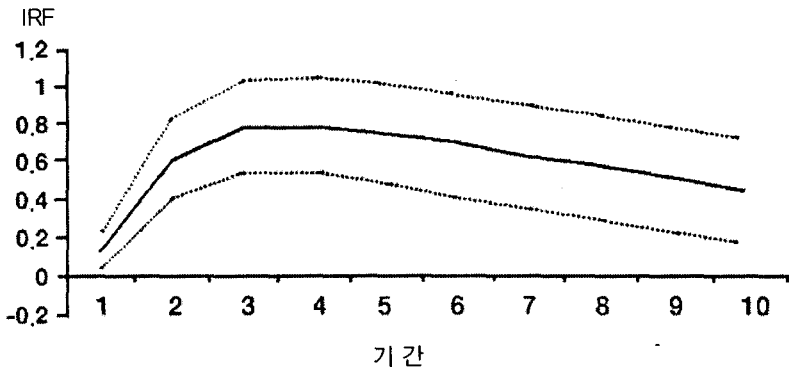
주: 1) 좌측 표에서 열(행)의 HML은 개방도(생산요소 수입의존도)의 정도를 나타냄.

- 2) 우측 표에서 열(행)의 HML은 개방도(노동집약도)의 정도를 나타냄.
- 2) 각 셀의 첫 번째 행(두 번째 행)은 기여도 평균(표준편차)임.

2. 패널 VAR 분석

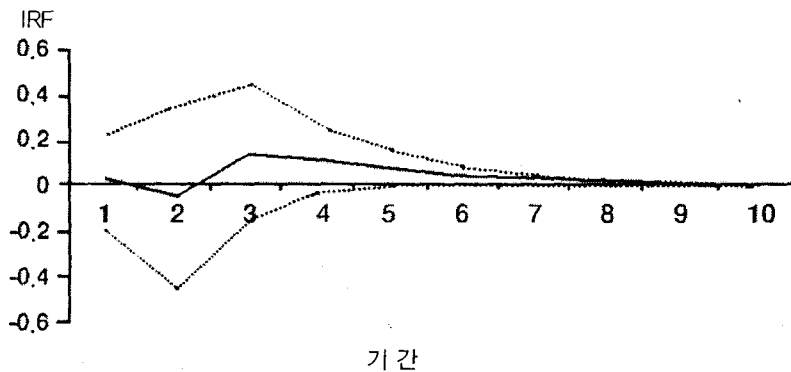
패널 분석에 따르면, 모형(FE 또는 FD-IV)에 관계없이 전반적으로 말레이시아 고용은 환율의 평가절하 충격에 대해 긍정적인 반응을 보인다(<그림 1>, <그림 2> 참조). 하지만 IRF의 형태와 지속성에 있어서는 모형에 따라 약간의 다른 점을 발견할 수 있다. 즉 FE 추정치를 이용한 IRF의 경우, 환율충격 4년 후에 고용증가가 최고치에 달하고 그 이후 점차 줄어들고 있다. 반면 FD-IV 추정치를 이용한 IRF의 경우, 환율충격 2년 후 고용증가세가 조정국면을 거친 후 증가했다가 줄어든다. 또한 FE 추정치에 기초한 IRF가 FD-IV 기초한 IRF에 비해 더 오랜 기간 지속된다. 이러한 차이는 FD-IV에 기초한 IRF의 경우, 산업효과(individual effect)를 제거하기 위해 차분자료를 사용하고 있는 반면, FE-IV에 기초한 IRF 경우는 산업효과를 고정효과분석(fixed effect)을 통해 통제하는 관계로 미차분 자료를 사용하고 있음을 고려하면 이해할 수 있다.

<그림 1> 단위 환율충격에 대한 고용의 IRF : LSDV



주: 점선은 IRF의 단위 편준편차를 나타냄.

<그림 2> 단위 환율충격에 대한 고용의 IRF : FD-IV



<표 9> 2년과 20년 고용전망에 대한 분산분해: 패널분석

	2년 고용 전망	20년 고용전망
MEMP	23.81	6.29
E	0.78	41.74
R	0.00	0.00
SEEMP	75.40	51.97

<표 9>는 FE 추정치에 기초한 고용의 분산분해 결과를 보여 준다. 2년 후 고용전망에 대한 분산분해의 0.8%만이 환율에 의해 설명된다. 하지만 산업별 분석에서와 마찬가지로 장기전망(고용의 20년 후 전망)에 대한 분산분해의 많은 부분(41.7%)이 환율에 의해서 설명되고 있다. 이는 장기에 있어서 환율이 말레이시아 고용변화 설명에 있어서 중요한 변수임을 보여준다 하겠다. 특히 말레이시아에 있어서 환율은 이자율보다 고용수준 결정에 보다 큰 역할을 하는 것으로 보인다.

V. 요약 및 결론

본 연구를 통해, 환율이 말레이시아 고용에 미치는 효과에 있어서 몇 가지 흥미로운 점들을 발견할 수 있다. 첫째, 말레이시아 고용분석에 있어서 무역비율을 고려하는 것이 중요하는 것이다. 비록 두 가지 무역비율을 고려했을 때와 세 가지 무역비율 모두를 고려했을 때 분석 결과에 있어서 큰 차이가 나타나지 않았지만, 무역비율을 전혀 고려하지 않았을 때와 무역비율을 고려했을 때의 분석결과는 상당히 다르게 나타났기 때문이다.

둘째, 환율충격에 대한 말레이시아 고용의 반응에 있어서 이론과 부합되는 몇 가지 유형이 발견된다. 즉 개방도가 높은 산업일수록 평가절하에 대해 긍정적인 고용반응을 보이는 경향이 있다. 또한 이론과 일치되게, 개방도가 높고 생산요소의 수입의존도가 낮은 모든 산업의 경우 평가절하에 대해 긍정적인 고용반응을 보인다. 뿐만 아니라, 평가절하에 대해 부정적인 고용반응을 보인 산업들은 개방도가 중간 정도이거나 낮은 산업들이다.

셋째, 패널분석에 따르면, 환율이 말레이시아 제조업 고용변화에 많은 영향을 주고 있다. 기대된 바와 같이 전반적으로 말레이시아 제조업 고용은 평가절하에 대해 긍정적인 반응을 보인다. 그리고 분산분해 분석에 따르면, 말레이시아 장기 고용변화를 설명하는 데 있어서 환율이 중요한 역할을 하고 있다. 특히 말레이시아 고용변화를 설명하는 데 있어서 환율이 이자율 보다 중요한 역할을 하고 있다. 이를 고려할 때, 환율이 말레이시아 고용을 설명하는 데 있어서 중요한 변수임을 알 수 있다.

이러한 실증분석 결과는 다음과 같은 몇 가지 정책적 함의를 찾을 수 있다. 첫째, 환율의 변동이 고용에 유의적인 영향을 준다는 실증분석 결

과는 노동정책 차원에서 말레이시아 정부의 환율시장 개입을 정당화시켜 줄 수 있다. 둘째, 추가로 환율 변동성(volatility)과 고용 간의 관계가 규명 될 경우, 고용시장 안정을 위한 말레이시아 정부의 외환시장 안정화 정책이 정당화될 수 있다. 더 나아가 그러한 관계규명은 아시아 국가들의 지속적인 관심을 모으고 있는 외환정책에 있어서의 아시아 역내 협력의 필요성을 한층 높일 것으로 보인다.

주제어 : 말레이시아, 환율, 고용, VAR.

〈부록 1〉 산업분류 및 산업별 무역비율

3단위 ISIC(REV. 2)		개방도	생산요소 수입의존도	노동 집약도
311	Food products	0.69	0.14	0.63
313	Beverages	0.28	0.15	0.98
314	Tobacco	0.13	0.15	0.65
321	Textiles	0.92	0.30	2.35
322	Wearing apparel, except footwear	1.20	0.37	3.88
323	Leather products	1.03	0.20	2.82
324	Footwear, except rubber or plastic	3.32	0.20	3.76
331	Wood products, except furniture	1.45	0.07	2.22
332	Furniture, except metal	0.44	0.13	3.36
341	Paper and products	0.80	0.31	1.70
342	Printing and publishing	0.46	0.31	2.24
351	Industrial chemicals	1.20	0.26	0.47
352	Other chemicals	0.60	0.29	1.01
353	Petroleum refineries	1.66	0.47	0.05
354	Miscellaneous petroleum and coal products	39.89	0.47	1.14
355	Rubber products	0.75	0.08	0.98
356	Plastic products	0.48	0.29	2.48
361	Pottery, china, earthenware	0.94	0.25	3.87
362	Glass and products	1.18	0.25	1.70
369	Other non-metallic mineral products	0.21	0.16	1.62
371	Iron and steel	1.06	0.36	0.86
372	Non-ferrous metals	6.48	0.17	0.85
381	Fabricated metal products	1.09	0.36	1.68
382	Machinery, except electrical	2.36	0.35	2.00
383	Machinery, electric	1.11	0.46	1.39
384	Transport equipment	1.13	0.39	1.30
385	Professional and scientific equipment	2.56	0.36	2.38
390	Other manufactured products	2.22	0.36	2.66

주: 무역비율은 1970~1998년 기간 평균 비율임.

참고문헌

- Andrews, Donald W. K. 1993. "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point," *Econometrica*, 61(4): 821-856.
- Bank of Korea. 1993. *Input-Output Tables of Korea*.
- Bernanke. 1986. "Alternative Explanation of the Money-Income Correlation," NBER Working Paper, No. 1842.
- Blanchard, Oliver J. and Mark W. Watson. 1984. "Are Business Cycles All Alike?" NBER Working Paper, No. 1392.
- Blanchard, Oliver and Danny Quah. 1989. "The Dynamic Effects of Aggregate Demand Supply Disturbances," *American Economic Review*.
- Branson, W., and J. Love. 1998. "United States Manufacturing and the Real Exchange Rate." In R. Marston, ed., *Misalignment of Exchange Rates: Effects on Trade and Industry*: University of Chicago Press.
- Burgess, Simon M. and Michael M. Knetter. 1998. "An international Comparison of Employment Adjustment to Exchange Rate Fluctuations," *Review of International Economics*, 6(1): 151-163.
- Compa, Jose Manuel and Linda S. Goldberg. 2001. "Employment versus Wage Adjustment and the U.S. Dollar", *The Review of Economics and Statistics*, 83, issue 3, pp. 477-489.
- Davis, Steven J. and John Haltiwanger. 1999. "Sectoral Job Creation and Destruction Responses to Oil Price Changes," NBER Working Paper 7095.
- Feenstra, Robert C. 2000. "World Trade Flows, 1980-1997," Center for International Data.
- _____. 1997. "World Trade Flows, 1970-1992," NBER, No. 5910.

- Fung, Ben S. 2002. "A VAR analysis of the effects of monetary policy in East Asia," BIS Working Paper No.119.
- Godfrey, Leslie G. 1997. "Hausman Tests for Autocorrelation in the presence of lagged dependent variables: Some Further Results," *Journal of Econometrics*, 82: 197-207.
- Goldberg, Linda S., and Michael W. Klein. 1997. "Foreign Direct Investment, Trade and Real Exchange Rate Linkages in Southeast Asia and Latin America," NBER Working Paper 6344.
- Greene, W. 2000. *Econometric Analysis*, Fourth edition, Prentice Hall.
- Gourinchas, Pierre-Olivier. 1999. "Exchange rates do matter: French job allocation and exchange rate turbulence," 1984-1992, *European Economic Review* 43: 1279-1316.
- _____. 1998. "Exchange Rates and Jobs: What Do We Learn from Job Flow?" NBER Working paper No.6864.
- Hamilton, James D. 1994. *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Hsiao, C., M.H. Pesaran, and A.K.Tahmiscioglu. 2002. "Maximum Likelihood Estimation of Fixed Effects Dynamic Panel Data Models Covering Short Time Periods", *Journal of Econometrics*, 109: 107-150.
- Institute of Developing Economies. 1975. *International Input-Output Table, Japan Korea 1970*.
- International Monetary Fund, *International Financial Statistics*, CD-ROM.
- _____. 1997. *International Input-Output Table, Malaysia-Japan 1990*.
- _____. 1992. *International Input-Output Table, Malaysia-Japan 1985*.
- _____. 1982. *International Input-Output Table for ASEAN 1975*.
- _____. 2001. *Asian International Input-Output Table 1995*.
- _____. 1998. *Asian International Input-Output Table 1990*.

- _____. 1992. *Asian International Input-Output Table 1985*.
- Kireyev, Alexei. 2000. "Comparative Macroeconomic Dynamics in the Arab World: A Panel VAR Approach," IMF Working Paper, WP/00/54.
- Klein, Michael W., Scott Schuh, Robert K. Triest. 2000. "Job Creation, Job Destruction, and the Real Exchange Rate," NBER Working Paper No. 7466.
- Maskus, Keith E. 1989. "Comparing International Trade Data and Product and National Characteristics Data for the Analysis of Trade Models," pp. 42, in: Hooper and Richardson, *International Economic Transactions*, 55: The University of Chicago Press.
- Nickell, S. 1981. "Biases in Dynamic Models with Fixed Effects," *Econometrica*, 49: 1417-1426.
- Nickell, S.J. 1986. "Dynamic Models of Labor Demand," *Handbook of Labor Economics, Volume I*, Edited by O. Ashenfelter and R. Layard.
- Pesaran, M.H. and R. Smith. 1995. "Estimating Long Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, 68; 79-113.
- Revenga, A. 1992. "Exporting Jobs? The Impact of Import Competition on Employment and Wages in the U.S. Manufacturing," *Quarterly Journal of Economics* 107(1): 255-284.
- Spencer, David E. and Kenneth N. Berk. 1981. "A Limited Information Specification," *Econometrica*, 49(4): 1079-1085.
- United Nations Industrial Development Organization. 2001. *Industrial Statistics database 3-digit level of ISIC code*, CD-ROM.

국문초록

환율이 말레이시아 고용에 미치는 효과 분석

김 완 중

환율은 수출입을 통해 산업 내 그리고 산업간 고용에 영향을 미친다. 환율이 고용에 미치는 효과에 대한 기존 연구들은 OECD 국가들에 국한되어 있다. 하지만 개도국들은 대외의존도, 세계시장에서의 마켓 파워 등 여러 면에 있어서 선진국들과 다른 면을 가지고 있다. 이를 고려하여 본 연구는 대외의존도가 높은 말레이시아에 있어서 환율이 고용에 어떠한 영향을 미치는지를 VAR 모형을 통해 분석한다. 실증연구 결과는 다음과 같다. 첫째, 말레이시아의 고용은 평가절하에 양(+)¹⁾의 반응을 보였다. 둘째, 환율이 고용에 미치는 영향은 산업에 따라 차별성을 보였다. 즉 대외개방도(수출집중도와 수입점유율의 합)가 높고, 생산요소의 수입의존도가 낮은 산업의 경우, 평가절하는 말레이시아 고용에 긍정적인 효과를 미친 반면, 대외개방도가 낮은 산업의 경우 평가절하는 오히려 고용에 부정적인 영향을 미치는 경향이 있다. 셋째 분산분해 분석에 따르면, 말레이시아에 있어서 환율은 장기적인 고용변화를 설명하는데 있어서 중요한 역할을 할뿐 아니라, 이자율 보다 고용수준 결정에 보다 큰 역할을 하는 것으로 보인다.

Abstract

Impacts of Exchange Rates on Employment in Malaysia

Wanjoong Kim

(SK Research Institute for SUPEX Management)

As well known, currency fluctuations are a substantial source of movements in relative prices. As the result, they reallocate jobs within and across industries. Previous studies focus on only developed countries such as OECD countries. But country characteristics and industry characteristics in developing countries are very different from characteristics of developed countries. As a result, the effects of fluctuations in real exchange rates on employment in developing countries can be different from those in developed countries. So to broaden understanding of the effect of real exchange rates on employment, the study for developing countries should also be performed. In this paper, I consider Malaysia having high openness to the world market. I find each industry shows a different response in both sign and magnitude to an exchange rate shock. I also find general patterns in the response of Malaysian employment to the exchange rate shock and compare them with the theoretical predictions. Most patterns found in this paper match the theory. That is, all industries with high openness and low imported input ratio show a positive sign in employment to the shocks. Most industries showing a negative sign in the employment response to the shocks

belong to industries with middle or low openness. Based on panel analysis, Malaysian employment positively responds to the depreciation of exchange rate shocks. According to variance decomposition, much portion of change in Malaysian employment can be explained by exchange rates in the long run.

Key words : Malaysia, Exchange Rates, Employment, VAR.