

환율변화의 대차대조표 효과에 대한 실증연구:  
우리나라의 기업자료를 중심으로

주영민

2012. 5

I. 서론

1994~95년 멕시코 외환위기와 1997~98년 동아시아 외환위기를 비롯하여 1990년대에 신흥국에서 발생한 외환위기에 있어서는 환율 상승이 경제에 미치는 영향에 있어서 기존의 개방경제 모형의 예측과는 상반된 결과를 가져왔다. 전통적인 먼텔-플레밍 모형은 환율 상승(자국 통화가치의 하락)이 순수출의 증가를 통해 국내경제를 확장시킬 것으로 예측한다. 환율 상승은 수출재와 수입재 간의 상대가격 그리고 비교역재와 교역재 간의 상대가격을 변화시키고 수요의 가격탄력성이 충분히 높다면 대체효과에 내국제인 수출재와 비교역재에 대한 수요가 증가함에 따라 경기가 확장된다는 것이다.

하지만 신흥국의 외환위기를 계기로 먼텔-플레밍 모형의 실패를 경험한 학자들은 ‘개방경제 Bernanke-Gertler 모형’에 관심을 가지기 시작했다(Krugman, 1999a). Bernanke and Gertler(1989)는 경기변동에 관한 신고전학과 모형을 발전시켜서 차입자의 대차대조표가 경기변동의 근원임을 보여주었다. 경기가 좋지 않을 때에는 차입자의 대차대조표상 자산의 담보가치가 감소하게 되는데, 이로 인한 자금조달이 곤란이 투자는 물론 총수요마저 감소시킴으로써 경기하락을 증폭시킨다. 물론 경기가 좋을 때에는 차입자의 건전한 대차대조표가 정반대의 결과를 가져온다.

Krugman(1999a, 1999b)은 Bernanke and Gertler의 대차대조표 효과를 이용하여 신흥국 위기에 있어서 환율 상승에도 불구하고 경기가 후퇴한 원인을 설명하고자 하였다. 즉 기업을 포함한 국내 경제주체들이 상당한 규모의 헤지되지 않은 외화부채를 가지고 있을 때에는 큰 폭의 환율 상승이 자국통화로 표시된 부채의 규모를 증가시킨다. 이에 따른 순자산의 감소는 기업의 투자를 감소시키고 이와 같은 대차대조표 효과가 환율하락에 따른 수출확대 효과보다 커질 경우 환율 상승은 먼텔-플레밍 모형의 예측과 정반대의 결과를 가져온다.

Céspedes, Chang and Velasco(2000, 2002, 2004)도 소국개방경제에 있어서 환율, 대차대조표, 거시경제 산출물 간의 관계를 연구하였다. 이들은 전통적인 먼텔-플레밍 모형에서는 확장적 통화정책과 환율 상승이 부정적인 해외충격에 대한 최적의 처방이지만, 경제주체의 외화표시 부채가 많을 경우에는 자국통화의 가치 하락이 부채의 원리금 상환부담을 증가시키고, 국내은행과 기업의 대차대조표를 악화시킴에 따라 경기가 위축될 수 있음을 보였다.

Aghion, Bacchetta and Banerjee(2001a, 2001b)는 신흥국들이 흔히 경험하는 붐-버스트 순환에 있어서 이와 같은 환율 변화의 대차대조표 효과가 중요한 역할을 가짐을 보여

주었다. 이들은 외화부채를 많이 보유한 국가들은 극심한 불황이나 통화가치 하락과 연관된 외환위기를 겪을 가능성이 높다고 주장하였다. 또한 이러한 외환위기는 고정환율제와 변동환율제 모두에서 발생할 수 있다고 주장하였다.

이와 같은 이론적 바탕 하에서 환율 상승의 대차대조표 효과를 분석하기 위해 많은 실증 분석이 이루어졌다. 제II장에서 소개하듯이 이들 환율 상승에 따른 대차대조표 효과에 대한 기존의 실증분석들은 표본과 국가 그리고 분석방법에 따라서 상이한 결론을 제시하고 있지만, 대체로 환율 상승폭이 심한 시기에 있어서는 대차대조표 효과가 존재함을 보여준다. 기존의 실증분석들은 주로 1990년대의 중남미 국가와 동아시아 국가를 분석대상으로 하고 있다. 이는 1990년대에 이 지역의 신흥국들이 테킬라 위기와 동아시아 외환위기로 인해 큰 폭의 환율상승을 경험하였기 때문이다.

지난 2008-09년 글로벌 금융위기는 환율 상승의 대차대조표 효과에 대한 실증분석에 있어서 새로운 기회를 제공한다. 한국을 비롯하여 상당수의 신흥국에 있어서 1990년대의 환율 급등은 과잉투자, 도덕적 해이, 과다차입을 비롯하여 신흥국의 기초여건 악화에 그 원인이 있었다. 이와 반면에 글로벌 금융위기는 그 진원지가 미국과 유럽을 비롯한 선진국 금융시장이었다. 많은 신흥국들이 자본유출에 따른 환율 급등을 경험하였지만 이는 신흥국의 문제라기보다는 선진국 금융시장의 신용경색 현상과 자금부족 현상이 신흥국에 영향을 미친데 원인이 있었다. 이런 면에서 1990년대와는 달리 글로벌 금융위기 중 많은 신흥국들이 겪은 환율 상승은 순수한 해외충격이라고 볼 수가 있다. 따라서 이 시기의 자료를 이용한 실증분석은 국내충격과 해외충격이 혼재되어 있던 1990년대의 자료를 이용한 분석과는 다른 실증분석 기회가 될 수가 있다.

이에 따라 본 연구에서는 2000년대의 우리나라 기업 자료를 중심으로 하여 환율 변화에 따른 대차대조표 효과의 존재 여부를 분석해 보고자 한다. 본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제II장에서는 환율 변화의 대차대조표 효과에 대한 기존의 연구를 소개한다. 제III장은 우리나라 상장기업의 재무자료를 이용한 실증분석을 통해 우리나라에 있어서 환율 변화에 대한 대차대조표 효과의 존재 여부를 논한다. 마지막으로 제IV장에서는 주요 결과의 요약 및 결론을 제시하고 향후 연구과제에 대해 논한다.

## II. 기존 연구

환율변화가 투자에 미치는 대차대조표 효과에 대한 실증분석은 크게 거시 자료를 이용한 연구와 개별기업 자료를 이용한 연구로 나눌 수 있다.

Céspedes(2003)는 신흥국과 선진국들에 있어서 환율이 대폭 상승했던 사례들을 표본으로 하여 실질환율이 생산량 증가율에 미치는 영향에 대해 실증 분석을 하였다. 분석에 사용된 모형은 다음과 같다.

$$\Delta Y_j = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta E_j + \alpha_2 \Delta E_j \times (DEBT_j) + X_j \beta + \epsilon_j$$

위 식에서  $\Delta Y_j$ 는 j국 환율 급상승 사례에 있어서 생산량 증가율,  $E_j$ 는 실질환율 변화율,  $DEBT_j$ 는 외화부채를 나타내며,  $X_j$ 는 이들 변수 이외에 생산량 증가율에 영향을 미치는 설명변수의 벡터를 나타낸다. OLS 추정 결과 실질환율상승과 외화부채 간의 상호작용에 의해 측정될 수 있는 대차대조표 효과가 유의하게 음의 값을 가지는 것으로 나타났다. 즉, 외화부채 비중이 높은 나라일수록 실질환율 상승시 생산량이 감소하며, 환율급등에 따른 부의 대차대조표 효과의 존재를 보여주고 있다.

Galindo, Panniza and Schiantarelli(2003)는 1993년부터 2000년까지 62개국을 대상으로 한 패널분석을 통해 부채달러화의 정도가 일인당 GDP 성장률과 실질환율 변화간의 상관관계에 미치는 영향을 살펴보았다. 이 연구에서는 부채달러화에 대한 척도로 Eichengreen, Hausman and Panizza(2003)의 원죄 지수(OSIN: original sin index)를 사용하였다. 분석 결과 외채가 적을 경우(OSIN < 0.75) 선진국과 신흥국 모두 환율상승과 GDP 성장률 간에 상관관계가 유의하지 않았지만, 외채가 많을 경우(OSIN ≥ 0.75)에는 환율상승과 GDP 성장률 간에 유의한 음의 상관관계가 나타나되 상관관계의 절대값은 신흥국에서 더 높게 나타났다.

Carranza 등(2011)은 1970년부터 2007년까지 73개 신흥국을 대상으로 하여 동태패널모형을 추정된 결과 환율상승이 투자에 미치는 대차대조표 효과는 환율상승폭이 충분히 큰 경우에만 유의하게 나타난다는 결론을 내렸다.

세 연구의 결과에서 보듯이 거시자료를 이용한 연구들에서는 대부분 외화부채가 환율상승의 경기 확장효과를 감소시켜 환율상승의 대차대조표 효과가 명확히 존재함을 알 수 있다.

이와 반면에 미시자료를 이용한 연구들은 대차대조표 효과 존재 여부에 대해서 일관된

결과를 보여주지 않는다. Galindo, Panniza and Schiantarelli(2003)는 1993년부터 2002년부터 라틴아메리카 6개국의 상장기업을 대상으로 대차대조표 효과를 분석한 결과 6개국 중 4개국에서 유의한 대차대조표 효과가 나타났다. Carranza et al. (2003)는 1994년부터 2001년까지 페루의 상장기업을 대상으로 하여, 그리고 Cowan, Hansen and Herrea(2005)는 칠레의 금융업을 제외한 상장기업을 대상으로 하여 대차대조표 효과를 확인하였다. Echverry et al.(2003)은 1995년에서 2001년 동안 콜롬비아의 상장기업과 비상장기업을 대상으로 분석한 결과 영업이익에 있어서는 음의 대차대조표 효과가 유의하게 나타난 반면에 고정자본투자에 있어서는 대차대조표 효과가 유의하게 나타나지 않았다.

Aguiar(2005)와 Fuentes (2009)는 외화부채를 장기외화부채와 단기외화부채로 분리하여 각각의 대차대조표 효과를 분석하였는데, Aguiar는 단기외화부채에서만 그리고 Fuentes는 장기외화부채에서만 유의한 대차대조표 효과가 나타남을 발견하였다.

반면, 대차대조표 효과가 유의하게 존재하지 않음을 발견한 연구들도 상당수 있다. 1990년부터 1999년까지 멕시코의 상장기업의 개별수준 패널자료를 이용한 Pratap(2003)의 연구, 아시아 7개국 기업패널자료를 이용한 Luengnarumitchai(2003)의 연구, 1994년에서 2001년동안 칠레의 상장기업들을 대상으로 한 Benavente, Johnaon and Morande(2003)의 연구, 그리고 1990년부터 1999년까지 중남미 5개국의 500개 상장기업을 대상으로 한 Bleakley and Cowan(2002, 2005, 2008)의 연구에 있어서 모두 유의한 대차대조표 효과가 발견되지 않았다.

우리나라의 기업자료를 이용한 대차대조표 효과에 대한 연구들도 자료의 범위에 따라서 상이한 결론을 내리고 있다. Gilchrist et al. (2007)는 1993년부터 2002년까지 한국의 상장기업을 대상으로 하여 유의한 대차대조표 효과가 존재함을 발견하였으나, 한국은 기업의 외채비중이 상대적으로 낮았기 때문에 외화부채의 전반적인 효과는 무시할 수 있을 정도로 작다고 주장했다.

Bleakley and Cowan(2009)은 1992년부터 2002년까지 인도네시아, 한국, 말레이시아, 필리핀, 태국 등 동아시아 국가의 기업자료를 이용하여 분석한 결과 대차대조표 효과가 유의하게 나타나지 않았다. 한국의 경우만을 살펴본 경우에도 결과는 마찬가지였다.

Kim and Zhang(2012)은 1994년부터 1999년까지의 한국의 상장기업, 비상장기업, 청산기업을 대상으로 하여 외환위기가 기업성장에 미치는 분석하였는데, 상장기업만 대상으로 한 기존의 연구에서는 대차대조표 효과가 유의하게 나타나지 않았지만 기업 범위를 확장시킬 경우 대차대조표 효과가 유의하게 나타남을 발견했다. 특히 중소기업들에 있어서는 상당한 크기의 음(-)의 대차대조표 효과가 발견되었다.

개별기업자료를 이용할 경우 거시자료를 이용할 때 보다 다양한 정보를 제공받을 수 있다. 또한 폭넓은 횡단면 자료를 이용하여 기업특성에 따라 변하는 환율상승 효과를 분석하는 것도 가능하다. 하지만 개별기업자료를 사용할 경우 거시자료에 비해 대차대조표 효과가 명확하게 나타나기 어려울 수도 있는데 그 이유로는 세 가지를 들 수 있다. 첫째는 외화로 수입이 발생하는 기업이 보다 적극적으로 외화부채를 사용할 가능성이 높다. 이러한 기업에 있어서는 외화수입에 의해 자연스러운 환헤징(natural hedging)이 일어나기 때문이다. 둘째로, 외화표시 수입이 발생하지 않는 기업의 경우 외환관련 파생상품을 이용하여 환헤징을 할 수 있다. 파생상품을 이용한 환헤징의 범위와 규모에 따라서 대차대조표 효과가 다르게 나타날 수 있으며 효과가 전혀 나타나지 않을 수도 있다. 하지만 파생상품의 거래는 부외거래이기 때문에 주로 재무제표를 이용하여 만들어지는 기업자료에서는 환헤징의 규모와 범위를 파악하는 것이 불가능하다. 셋째로, 수출기업의 외화부채에는 수출선수금이나 무역신용이 포함되는데 이들은 미래에 매출이 이루어짐에 따라 자연스럽게 해소되기 때문에 환율이 크게 변하더라도 기업의 성과에 큰 영향을 미치지 못한다.

### III. 실증분석

#### 1. 표본

본 연구에서는 1996년부터 2010년까지 우리나라의 상장기업 재무제표 자료를 이용하여 대차대조표 효과에 대해 분석하고자 한다. 분석대상은 표준산업분류 중 중분류(2-digit)에서 금융업으로 분류된 기업을 제외한 상장기업으로 하였다. 금융업을 제외시킨 이유는 업종 특성상 환율상승이 매출, 순이익, 투자 등 기업의 성과에 직접적인 영향을 미치지 못할 것으로 기대되며, 영향을 미친다 해서 그 특성이 다른 기업들과 상이할 수도 있기 때문이다. 이에 더하여 표본기간 중에 업종이 전환된 기업, 부도나 인수합병 등으로 인해 상장이 폐지된 기업, 재상장된 기업을 제외하였으며 주로 지주회사로 구성된 기타 서비스업도 제외하였다.

그 결과 12월 결산법인인 기업으로 한정하여 조사기간 내내 유가증권시장에 상장된 394개 기업으로 균형패널자료(balanced panel data)가 구성되었다. 자료는 한국상장회사협의회 DB(TS2000)로부터 구했다.

#### 2. 모형설정

기업 패널자료를 이용한 기존의 실증분석 문헌을 참고하여 다음과 같이 기업의 투자 성과 결정 모형을 설정하였다.

$$I_{i,t} = \alpha I_{i,t-1} + \beta (D_{i,t-1}^* \times \Delta \ln RER_t) + \gamma D_{i,t-1}^* + \chi X_{i,t} + \mu_i + \tau_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

$I_{i,t}$  : t기의 i 기업의 투자

$D_{i,t-1}^*$  : t-1기의 i 기업의 외화표시 부채

$RER_t$  : 원화의 대미실질환율=(명목환율× 미국 CPI)/한국 CPI

$X_{i,t}$  : 기업특성변수의 벡터

$\mu_i$  : 개별기업 고정효과 (fixed effect)

$\tau_t$  : 시간요소 고정효과 (fixed effect)

$\epsilon_{i,t}$  : 오차항

본 연구에서는 고정자본투자와 재고투자의 두 가지 투자에 대해서 각각 대차대조표 효과의 존재 여부를 분석할 것이다. 고정자본투자로는 현금흐름표 내에서 투자활동으로 인한 현금흐름 자료를 사용한다. 재고투자는 대차대조표 상의 재고자산 변화에 의해 계산된다. 재고투자에는 원재료, 재공품, 제품 등이 포함된다. 한편 기업의 외화부채는 투자뿐만 아니라 매출이나 이익에도 영향을 받기 때문에 실제 실증분석에 있어서는 매출총이익, 수익의 두 가지 소득변수를 이용하여 외화부채의 영향을 알아 볼 것이다.

대차대조표 효과를 보기 위해서는 외화부채 ( $D^*$ ) 변수와 외화부채 ( $D^*$ )와 실질환율 변화( $\Delta RER$ )를 곱한 변수가 포함되었다. 기업이 투자를 위한 재원으로 외화부채에 의존할 경우 투자가 외화부채에 영향을 줄 수 있기 때문에, 이로 인한 내생성 발생을 피하기 위해 외화부채는 시차변수 즉 전기 말의 외화부채가 사용되었다. 실질환율은 원/달러 명목환율에 미국의 CPI를 곱한 후 한국의 CPI로 나눈 값을 사용하였다. 이처럼 정의된 실질환율의 상승은 원화의 실질가치가 달러화에 비해 하락함을 의미하며, 이 경우 외화부채의 실질가치가 증가함에 따라 외화부채의 원리금 상환부담이 높아지게 된다.

여기서 대차대조표 효과의 존재 여부를 판별할 수 있는 중요 변수는 외화부채와 환율변화 간의 상호작용 ( $D^* \times \Delta \ln RER$ )이다. 만약 대차대조표 효과가 존재한다면, 외화부채와 환율변화 간의 상호작용 계수가 음(-)으로 나타날 것이다. 외화부채를 많이 보유한 기업일수록 환율상승으로 인한 투자감소 효과가 크게 나타날 것이기 때문이다.

기업특성을 나타내는 변수로는 총자산(assets), 부채비율(leverage), 영업이익

(operating income), 토빈의 q(Tobin q)를 사용하였다.

총자산은 기업규모를 나타내는 변수로 일반적으로 대기업일수록 금융제약의 영향을 덜 받기 때문에 차입을 통하여 투자재원을 조달하는 것이 용이할 것이다. 따라서 총자산은 투자에 정의 영향을 미칠 것으로 기대된다. 부채비율은 총부채를 자본총액으로 나눈 값으로 경기가 좋고 나쁨에 따라서 투자에 상이한 영향을 줄 것으로 기대된다. 경기가 좋을 때는 국내기업들이 차입을 늘려서 투자를 증가시키려 할 것이지만 경기가 안 좋거나 위기가 찾아오면 부채비율이 높은 기업일수록 투자를 줄이려고 할 것이다.

영업이익은 투자자금 조달을 위해 활용할 수 있는 기업 내부자금 조달규모를 나타낸다. 영업이익 규모가 클수록 투자에 활용할 수 있는 내부자금 규모가 커지기 때문에 투자에 정의 영향을 미칠 것으로 기대된다. 마지막으로 토빈의 q는 기업의 시장가치와 기업의 대체비용 간의 비율로 그 값이 클수록 증권시장에서 기업의 자산이 대체비용에 비해 더 높은 평가를 받음을 의미한다. 이 경우 기업은 투자를 증가시키므로써 투자비용 이상으로 기업의 시장가치를 증가시킬 수 있기 때문에 일반적으로 토빈의 q가 높을수록 기업의 투자가 증가할 것으로 기대된다. 토빈의 q는 전기 말의 값을 즉 시차변수를 사용하였다. <표 1>은 모형에 포함된 주요변수의 정의와 자료출처를 보여준다.

<표 1> 변수의 정의와 자료출처

변 수	설 명
투자	① 고정자본투자 (Cash Flow Investing) 현금흐름표 내 투자활동으로 인한 현금흐름 단, 재고투자 항목은 포함되지 않음 ② 재고투자 (Inventories) 대차대조표 내 재고자산의 변화분을 사용 t기말 재고자산 - (t-1)기말 재고자산
기업성과	① 매출총이익 (Net Sales) 손익계산서 내 매출액 (영업이익) - 매출원가 ② 수익 (EBITDA) 손익계산서 내 영업이익(손실) + 현금흐름표 내 (유형자산)감가상각비
총외화부채	외화로 표시된 총부채 (대차대조표 주석사항)
총부채	총외화부채 + 자국통화로 표시된 총부채
실질환율 (RER)	명목환율(시장평균기준) × 미국CPI / 한국CPI (IFS)
자산 (Assets)	총자산 (대차대조표)
레버리지 (Leverage)	총부채 / 총자본 (대차대조표)
영업이익 (Operating income)	손익계산서상 영업이익 (손익계산서)
토빈 q (Tobin q)	(총부채의 장부가치+주식 시가총액) / 총자산

이 외에 모형에는 개별기업 효과와 연도효과를 나타내는 변수가 포함된다. 이들 변수는 고정효과나 확률효과로 설정될 수 있는데, 어느 모형설정을 선택할 것인지는 하우스만 검정에 의해 판별될 수 있다.

식 (1)에 제시된 모형은 Bleakley and Cowan (2002, 2005, 2008)을 비롯하여 기업자료를 이용한 패널모형 분석에서 사용된 모형과 유사하지만, 전기의 투자를 설명변수로 포함시킨 동태적 패널모형이라는 데에 특징이 있다. 전기의 투자는 다음과 같은 이유에서 당기의 투자에 영향을 미칠 수 있다. 하나는 신축적가속도모형에 따른 해석으로 기업은 최적 자본규모와 실제 자본규모의 차이를 메우기 위해 투자를 하되 투자속도는 불확실성, 자금 조달규모 등을 고려하여 신축적으로 결정된다는 것이다. 이 경우 전기에 많은 투자가 이루어져 최적 자본규모와 실제 자본규모 간의 차이가 작아진다면 금기의 투자는 감소하게 될 것이다.

<표 2> 기초통계 요약

변수	평균	표준편차	최소값	최대값
Cash Flow Investing	-0.062	0.168	-7.496	0.889
Inventories	0.003	0.060	-0.344	2.439
Net Sales	0.176	0.148	-0.227	3.946
EBITDA	0.082	0.082	-1.089	0.681
$\Delta \ln(RER)$	0.017	0.127	-0.151	0.330
Dollar debt	0.094	0.202	0.018	9.310
Total debt	0.638	0.492	0.016	23.82
Assets	14.96	1.444	10.09	20.61
Leverage	2.206	22.62	-198.56	1291.33
Operating Income	0.049	0.075	-1.126	0.642
Tobin q	0.007	0.204	-6.586	8.200

추정에 사용한 자료 중 환율을 제외한 자료들은 기말 소비자물가지수(CPI)를 이용하여 2010년을 기준연도로 하는 실질가치로 환산되었으며, 기업 규모의 차이로 인한 이분산성 문제를 해소하기 위해 환율을 제외한 자료는 모두 전기의 총자산으로 나눈 값을 사용하였다. 이에 더하여 상하 1%에 해당하는 극단치는 제거하여 실증분석을 위한 자료를 구축하였다. 환율과 소비자물가지수는 한국은행의 경제통계시스템으로부터 구하였다.

다. <표 2>는 모형에 포함된 주요 변수들에 대한 기초통계량을 보여준다.

### 3. 실증분석 결과

<표 3>은 고정자본투자에 관하여 식 (1)에 제시된 동태적 패널모형에 대한 GMM 추정결과를 보여준다. 앞서 언급한 대로 투자는 기본적으로 동태적인 특성을 가지고 있기 때문에 자기상관성을 가질 가능성이 높기 때문이다. 그런데 시차종속변수를 사용하고 있는 식 (1)에서는  $X$ 에 포함된 다른 통제변수들이 강외생성을 가진다고 해도 고정효과 모형에 대한 추정치는 일치성을 가지지 못한다. 이러한 문제를 해결하기 위해 Arellano and Bond (1991)는 선형 적률제약을 부과하는 GMM(generalized method of moments)을 이용하여 모형을 이용하여 동태적 패널모형을 추정하는 방법을 다음과 같이 제시하였다.

$$\Delta I_{i,t} = \alpha \Delta I_{i,t-1} + \beta \Delta (D_{t-1,i}^* \times \Delta \ln RER_t) + \gamma \Delta D_{t-1,i}^* + \chi \Delta X_{i,t} + \Delta \tau_t + \Delta \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

식 (2)는 식 (1)을 차분함으로써 구할 수 있는데, 이 식에서는 기업 고유의 요소( $\mu_i$ )가 사라진다. 동태패널모형을 식 (2)와 같이 전환하여 추정할 경우 1차 차분 GMM(first differenced GMM)이라 부른다. 하지만 이 방법 또한 시계열이 짧고 지속적인 때 시차종속 변수가 도구변수로서 강력하지 못하기 때문에 여전히 추정치에 편(bias)이 발생한다. Arellano and Bover (1995), Blundell and Bond (1998)은 대안으로 시스템 일반화적률법(System GMM)을 제시하였다. 이는 두 개의 방정식을 - 수준 방정식(level equation)과 1차 차분 방정식(first differenced equation) - 결합하여 하나의 시스템으로 추정하는 방법이다. 수준 회귀방정식에서는 설명변수의 차분시차 변수가 도구변수로 이용되고, 1차 차분 회귀 방정식에서는 설명변수의 수준시차 변수가 도구변수로 이용된다.

동태패널모형에 있어서 모형설정의 타당성은 두 가지 검정을 통해 이루어진다.

첫째, 과대식별제약(overidentifying restrictions)에 대한 Hansen 검정으로서 도구 변수가 적합하게 도입되었는가를 검정하는 방법이다. Hansen 검정은 과대식별제약에 대한 검정으로 점근적으로 카이제곱 분포를 따른다. p-value가 0.05보다 크면 귀무가설을 기각할 수 없다. 즉, 과대식별 제약조건이 적절하다는 것으로 해석되며 사용한 도구변수가 적절하다고 판단할 수 있다.

둘째, 잔차항이 자기상관을 갖지 않아야 하는데 1차 차분된 잔차항은 MA(1)과정을 따르게 되어 1차의 자기상관을 갖지만, 2차 또는 그 이상의 자기상관을 갖지 말아야 한다. 이 조건은 차분방정식의 추정에 따라 AR(1)과 AR(2)의 통계량은 N(0,1)의 분포를 갖고, 동시

에 AR(1)의 경우에는 자기상관이 없다는 귀무가설을 기각해야 되고 AR(2)의 경우에는 귀무가설을 기각하지 말아야한다. p-value가 0.05보다 크면 올바른 경우이다.

**<표 3> 고정자본투자 - 동태패널모형 추정결과**

	Cash Flow Investing			
	1차차분 GMM		시스템 GMM	
$I_{i,t-1}$	-0.071* (-2.12)	-0.071* (-2.06)	-0.034 (-1.13)	-0.035 (-1.13)
$D_{i-1}^* \Delta \ln(RER)$	-0.274 (-1.12)	-0.281 (-1.16)	-0.064 (-0.59)	-0.67 (-0.62)
$D_{i-1}^*$	-0.019 (-0.68)	-0.021 (-0.79)	-0.008 (-0.34)	-0.010 (-0.45)
Assets	0.262** (6.52)	0.269** (7.42)	0.277** (6.25)	0.283** (7.05)
Tobin q	-0.035** (-5.88)	-0.034** (-5.95)	-0.033** (-5.01)	-0.032** (-5.00)
Leverage	0.001 (0.76)	-	0.001 (0.38)	-
Operating Income	-0.085 (-0.87)	-	-0.082 (-0.81)	-
Constant	-	-	-4.182** (6.32)	-4.280** (7.18)
Observations	3753	3753	4304	4304
Hansen	59.10	64.60	-	-
p-value	(0.924)	(0.842)	-	-
AR(1)	-5.14	-4.90	-4.99	-4.96
p-value	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
AR(2)	-0.16	1.01	0.56	0.42
p-value	(0.873)	(0.313)	(0.574)	(0.677)

주 1. 괄호 안은 Robust z statistic을 제시함.

2. \* significant at 5%, \*\* significant at 1%. 시간더미 포함.

<표 3>에 제시된 결과는 동태 패널모형의 설정을 지지한다. 모든 추정식에서 종속변수의 시차변수의 계수가 유의한 음의 값을 가지는데, 이는 고정자본투자는 전기의 투자규모에 영향을 받음을 의미한다. Hansen 검정이나 AR(1) 및 AR(2) 통계량은 모두 1차차분 GMM 및 시스템 GMM 모형설정을 지지함을 보여준다. 즉 과대식별제약을 알아보는 Hansen 검정을 기각하지 못하였고, 1차 자기상관은 존재하는 반면, 2차 자기상관은 존재하지 않는다. 이에 따라 본 연구에서 사용한 동태패널모형은 올바른 것으로 판단된다.

<표 3>에서 두 GMM 모형은 거의 동일한 결과를 보여준다. 우선 기업특성 변수 중 총자산 규모는 이론의 예측과 일치하는 결과를 보여준다. 즉 총자산 규모가 클수록 기업의 고정자본투자는 증가하는 것으로 나타났다. 이는 대기기업일수록 금융시장에 대한 접근이 용이하여 투자재원을 조달하기가 쉽기 때문이다.

이와 반면에 토빈의 q는 투자이론의 예측과는 달리 유의하게 음의 값을 가진다. 한편 부채비율은 고정자본투자에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났는데, 이는 부채비율이 고정자본투자에 미치는 상반된 효과 때문이라 해석할 수 있다.

환율 변화의 대차대조표 효과를 보면, 외화부채 비중은 투자에 음의 영향을 미치나 그 값은 유의하지 않은 것으로 나타났다. 외화부채 비중과 실질환율 변화의 곱도 음의 계수값을 가지나 통계적으로 유의하지는 않다. 이 항의 계수가 유의하게 음의 값을 가질 경우 환율 상승이 고정자본투자에 음의 대차대조표 효과를 미친다고 할 수 있다. 따라서 통계적으로 유의하지는 않으나 추정 결과는 부의 대차대조표 효과를 나타낸다고 할 수 있다.

<표 3>의 (3)열과 (4)열은 시스템 GMM 추정결과를 보여준다. 1) 자기상관은 1차차분 GMM과 마찬가지로 1차의 자기상관을 갖지만, 2차 또는 그 이상의 자기상관은 갖지 말아야한다. 따라서 위의 표에서 제시한 값으로 올바른 모형임을 알 수 있다. 또한 1차차분 GMM 모형 결과와 시스템 GMM 모형의 결과가 유사한 것을 위의 표에서 확인할 수 있다.

<표 4>는 종속변수의 시차변수가 포함되지 않은 모형에 대하여 고정자본투자 결정식의 추정결과를 보여준다. 하우스만 검정은 고정효과 모형을 지지하지만 확률효과모형의 추정결과도 함께 제시하였다. 고정효과 모형 및 확률효과 모형의 추정결과는 동태패널모형과 마찬가지로 유의하지는 않지만 음의 대차대조표 효과가 존재함을 보여준다.

1) 시스템 GMM은 오차항의 이분산성을 제거한 후 추정된 결과이기 때문에 굳이 Hansen 검정값을 제시할 이유가 없다.

<표 4> 고정자본투자 - 고정효과 및 확률효과 모형 추정결과

	Cash Flow Investing			
	확률효과	고정효과	확률효과	고정효과
$D_{t-1}^* * \Delta \ln(RER)$	-0.078 (-1.18)	-0.074 (-1.10)	-0.089 (-1.31)	-0.09 (-1.31)
$D_{t-1}^*$	-0.007 (-0.74)	-0.021 (-1.33)	-0.009 (-0.96)	-0.029 (-1.78)
Assets	0.004 (1.44)	0.050** (5.80)	0.002 (0.72)	0.059** (6.93)
Tobin q	-0.016 (-1.55)	-0.023* (-2.28)	-0.016 (-1.52)	-0.022* (-2.09)
Leverage	0.001 (1.96)	0.001 (0.92)	-	-
Operating Income	-0.369** (-6.94)	-0.367** (-6.53)	-	-
Constant	-0.09* (-2.34)	-0.787** (-6.03)	-0.082* (-2.14)	-0.947** (-7.33)
Observations	4304	4304	4304	4304
R-squared	-	0.05	-	0.03
Hausman	28.02	-	53.55	-
p-value	(0.000)	-	(0.000)	-

주 1. 괄호 안은 Robust z statistic을 제시함.  
 2. \* significant at 5%, \*\* significant at 1%.

<표 5>는 재고투자 결정식에 대하여 동태 패널모형을 추정한 결과를 보여준다. 추정결과에 있어서 1차차분 GMM은 과대식별제약을 알아보는 Hansen 검정을 기각하지 못하였고, 1차 자기상관은 존재하는 반면, 2차 자기상관은 존재하지 않아 올바른 모형을 나타낸다.

일반적으로 경기가 좋아져서 수요가 증가하면 기업들은 고정자본투자를 증가시키지만, 수요증가로 인해 재고는 감소하게 된다. 따라서 일반적으로 고정자본투자와 재고투자는 반대의 움직임을 보인다. 실제로 본 연구에서 사용된 기업들에 있어서 고정자본투자와 재고투자의 단순 상관계수는 -0.3823으로 나타났다.

<표 5> 재고투자 - 동태패널모형 추정결과

	Inventories			
	1차차분 GMM		시스템 GMM	
$I_{i,t-1}$	-0.072* (-2.35)	-0.081** (-2.68)	-0.076* (-2.17)	-0.080* (-2.18)
$D_{t-1}^* * \Delta \ln(RER)$	-0.312 (-1.13)	-0.222 (-0.84)	-0.037 (-0.74)	-0.023 (-0.47)
$D_{t-1}^*$	-0.052* (-2.32)	-0.037 (-1.67)	-0.033 (-1.57)	-0.026 (-1.27)
Assets	-0.074** (-3.65)	-0.087** (-4.04)	-0.064** (-6.13)	-0.084** (-7.93)
Tobin q	-0.001 (-0.31)	-0.003* (-2.20)	-0.002 (-0.68)	-0.004** (-2.62)
Leverage	-0.001 (-1.67)	-	-0.001** (-2.65)	-
Operating Income	0.280** (4.40)	-	0.274** (4.58)	-
Constant	-	-	0.949** (5.98)	1.261** (7.92)
Observations	3738	3738	4288	4288
Hansen	86.97	80.30	-	-
p-value	(0.183)	(0.346)	-	-
AR(1)	-7.36	-7.52	-7.44	-7.09
p-value	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
AR(2)	-1.72	-1.85	-2.40	-2.42
p-value	(0.086)	(0.064)	(0.016)	(0.016)

주 1. 괄호 안은 Robust z statistic을 제시함.  
 2. \* significant at 5%, \*\* significant at 1%. 시간단미 포함.

<표 5>에 제시된 재고투자와 설명변수 간의 관계가 고정자본투자와 설명변수 간의 관계와 대체로 반대 부호를 가지는 것은 이와 같은 이유에서다. 설명변수는 대체로 유의한 결과를 보이지만, 외화부채와 환율변화 상호작용 관계는 비유의하였다. 외화부채는 고정자

본투자, 재고투자 모두에서 음(-)의 값으로 비유의하였다. 투자에 외화부채가 직접적으로 미치는 영향은 거의 없다. 고정자본투자와 반대로 총자산 규모가 클수록 재고투자는 유의하게 줄어들며, 토빈의 q는 고정자본투자의 경우와 마찬가지로 음(-)으로 유의한 결과가 나타났다. 또한 부채비율이 높을 경우 재고투자는 유의하게 감소하며, 영업이익이 클수록 재고투자가 유의하게 증가하는 것으로 나타났다. 이는 부채비율이 낮을수록 그리고 영업이익이 클수록 자금여력이 크기 때문에 더 많은 재고를 유지할 수 있기 때문으로 해석될 수 있다.

한편 본 연구에서는 2008-09년 글로벌 금융위기 시 환율상승의 대차대조표 효과에 대한 실증분석을 시도하였다. 실증분석 구간은 다음과 같이 나누었다. 실증분석에 있어서 과소한 표본(sample)으로 인한 추정오류 방지를 위해 동아시아 외환위기(1996-2002년)와 글로벌 금융위기(2003-2010년)로 시기를 나누어 고정자본투자를 중심으로 대차대조표 효과 결과를 제시한다.

우선 <표 6>에서 동아시아 외환위기 시기의 대차대조표 효과를 살펴본다. Hansen 검정이나 AR(1) 및 AR(2) 통계량은 모형의 타당성을 입증한다. 조사시간 중 환율상승 폭이 가장 컸던 1997-98년이 포함된 시기인 만큼 대차대조표 효과가 전 기간을 대상으로 한 경우보다 절대값이 훨씬 큰 것으로 나타났다. 또한 시차를 취한 종속변수의 계수의 절대값도 커진 것을 확인할 수 있었으며, 기업특성 변수들은 기존결과와 유사하였다.

다음으로 글로벌 금융위기 시기의 대차대조표 효과를 <표 7>에서 살펴본다. Hansen 검정은 기각하지 못하고, 1계 자기상관은 존재하며, 2계 자기상관은 존재하지 않아 추정한 모형은 타당하다. 외환위기 전후기간을 표본으로 하여 추정된 <표 6>에서와 마찬가지로 글로벌 금융위기 전후기간을 표본으로 하여 추정된 <표 7>도 환율변화의 대차대조표 효과가 유의하게 존재하지 않음을 보여준다. 하지만 계수값의 부호는 음이 아니라 양의 값을 가지는데, 이는 외환위기와 글로벌 금융위기에 있어서 환율변화의 대차대조표 효과가 상이한 특성을 가지는 것으로 해석될 수도 있다. 외환위기는 외화부채에 대한 원리금 상환부담을 경험한 국내기업들은 외화부채로 자금을 조달함에 있어서 환위험관리를 위해 노력했을 가능성이 높으며 이에 따라 글로벌 금융위기시에는 환율 상승의 대차대조표 효과가 작게 나타났다 수가 있다. 이에 더하여 글로벌 금융위기는 외환위기와 달리 비교적 기간이 짧고 확장적 금융정책과 재정정책이 시행되어 환율 상승의 확장효과가 더 크게 나타났을 수도 있다. 또한 외환위기를 겪으면서 부실기업이 다수 정리되었을 뿐만 아니라 기업들의 재무건전성도 크게 개선된 것도 이유가 될 수 있다.

<표 6> 1996-2002년 기간 - 동태패널모형 추정결과

	Cash Flow Investing			
	1차차분 GMM		시스템 GMM	
$I_{i,t-1}$	-0.133** (-3.28)	-0.132** (-3.24)	-0.041 (-0.94)	-0.042 (-0.96)
$D_{t-1}^* \Delta \ln(RER)$	-0.339 (-1.13)	-0.346 (-1.17)	-0.098 (-0.74)	-0.10 (-0.76)
$D_{t-1}^*$	-0.027 (-0.70)	-0.030 (-0.80)	-0.007 (-0.26)	-0.009 (-0.34)
Assets	0.231** (4.00)	0.241** (4.80)	0.277** (3.98)	0.285** (4.62)
Tobin q	-0.021** (-4.18)	-0.020** (-4.51)	-0.023** (-6.06)	-0.022** (-6.96)
Leverage	0.001 (1.03)	-	0.001 (0.29)	-
Operating Income	-0.103 (-0.72)	-	-0.100 (-0.70)	-
Constant	-	-	-4.118** (-4.00)	-4.253** (-4.68)
Observations	1419	1419	1832	1832
Hansen	9.09	9.50	-	-
p-value	(0.429)	(0.393)	-	-
AR(1)	-3.52	-3.54	-3.86	-3.92
p-value	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
AR(2)	-0.16	-0.27	0.97	0.75
p-value	(0.872)	(0.789)	(0.331)	(0.456)

주 1. 괄호 안은 Robust z statistic을 제시함.

2. \* significant at 5%, \*\* significant at 1%. 시간더미 포함.



<표 7> 2003-2010년 기간 - 동태패널모형 추정결과

	Cash Flow Investing			
	1차차분 GMM		시스템 GMM	
$I_{i,t-1}$	-0.118 (-1.52)	-0.116 (-1.51)	-0.031 (-0.72)	-0.029 (-0.67)
$D_{t-1}^* \Delta \ln(RER)$	0.117 (0.31)	0.096 (0.24)	0.287 (1.11)	0.284 (1.09)
$D_{t-1}^*$	-0.062 (-0.87)	-0.063 (-0.89)	-0.077 (-1.09)	-0.080 (-1.15)
Assets	0.285** (3.43)	0.289** (3.65)	0.319** (4.47)	0.325** (4.77)
Tobin q	-0.104** (-4.01)	-0.104** (-4.03)	-0.119** (-4.23)	-0.118** (-4.26)
Leverage	0.001 (0.51)	-	0.001 (0.57)	-
Operating Income	-0.065 (-0.46)	-	-0.106 (-0.73)	-
Constant	-	-	-4.811** (-4.48)	-4.934** (-4.82)
Observations	1771	1771	2174	2174
Hansen	13.50	14.76	-	-
p-value	(0.410)	(0.323)	-	-
AR(1)	-2.73	-2.73	-2.95	-2.92
p-value	(0.006)	(0.006)	(0.003)	(0.003)
AR(2)	0.06	0.05	-0.87	-0.97
p-value	(0.955)	(0.957)	(0.384)	(0.334)

주 1. 괄호 안은 Robust z statistic을 제시함.

2. \* significant at 5%, \*\* significant at 1%. 시간더미 포함.

다음으로는 환율상승 이후 원화부채만 보유한 기업들보다 외화부채를 가지고 있는 기업들이 투자처럼 상대적으로 소득(순매출, EBITDA)이 감소하는지 알아본다. 만약 환율상승 시 외화부채로 소득이 영향을 받지 않는다면, 위에서 보았던 투자 감소는 아마도 내부자금 감소와 관련이 없을 것이다. 시차를 취한 종속변수, 외화부채와 환율변화 상호작용, 외화부채, 그리고 총부채 ( $D_{t-1}$ ) 변수를 포함시켜 환율상승 시 기업의 성과에 미치는 영향을 살펴보았다. 아래의 <표 8>에서 보듯이 환율상승 시 투자와 달리 소득(순매출, EBITDA)은 증가하는 것으로 나타났다. 따라서 환율상승으로 수출 기업 실적이 상승하면서, 주가수익률이 증가하고 이는 주가상승으로 이어진다. 단, 환율상승 시 소득이 증가하는 요인으로 달러를 원화로 바꿀 경우 환율하락기 보다 원화환산 매출, 이익 등이 상승하

<표 8> 기업성과 - 동태패널모형 추정결과

	1차차분 GMM		시스템 GMM	
	순매출	EBITDA	순매출	EBITDA
$I_{i,t-1}$	0.448** (5.64)	0.501** (10.21)	0.476** (6.45)	0.460** (9.78)
$D_{t-1}^* \Delta \ln(RER)$	0.220** (3.49)	0.090 (1.57)	0.159** (3.13)	0.061 (1.20)
$D_{t-1}^*$	0.136** (6.66)	0.107** (5.00)	0.136** (6.48)	0.101** (5.02)
$D_{t-1}$	-0.103** (-6.84)	-0.07** (-4.49)	-0.108** (-7.20)	-0.067** (-4.59)
Constant	-	-	0.155** (12.73)	0.107** (8.92)
Observations	3753	3753	4304	4304
Hansen	126.52	111.18	-	-
p-value	(0.000)	(0.005)	-	-
AR(1)	-7.41	-9.46	-9.54	-9.76
p-value	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
AR(2)	-1.90	-0.88	-1.17	-0.67
p-value	(0.058)	(0.381)	(0.243)	(0.501)

주 1. 괄호 안은 Robust z statistic을 제시함.

2. \* significant at 5%, \*\* significant at 1%. 시간더미 포함.

는 효과도 있다. 이러한 상황은 투자를 유발할 수 있는 계기가 된다. 단 순매출과 EBITDA에 사용된 방정식은 모두 Hansen 검정을 기각하지만, 1계 자기상관은 존재하고, 2계 자기상관은 존재하지 않는다.

## VI. 결론 및 향후과제

본 연구에서는 1996년에서 2010년까지 한국의 상장기업 개별수준 데이터를 사용하여, 환율상승 시 외화부채를 보유한 기업들이 대차대조표 효과를 보이는지 살펴보았으며, 그 결과 고정자본투자와 재고투자에 있어서 모두 대차대조표 효과가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 높은 수출비중으로 인해 외화부채에 대해 자연해징이 이루어지거나 또는 외환과생상품을 이용하여 적극적으로 환헤지를 하는 경우에 나타날 수 있다.

본 연구의 주요한 목적인 동아시아 외환위기와 글로벌 금융위기 기간에 있어서 대차대조표 효과의 비교를 위해 전체 표본을 두 개의 표본기간으로 나누어 추정한 결과 두 기간 모두 유의한 대차대조표 효과가 존재하지 않았다. 하지만 환율변화와 외화부채를 곱한 항의 계수는 각각 음의 값과 양의 값을 가지는데, 이는 두 기간에 있어서 대차대조표 효과가 상이한 특성을 가졌을 가능성이 있는 것으로도 해석될 수 있다.

본 연구는 균형 패널구조이기 때문에 데이터 손실이 있는데 추후에 포함되지 못한 기업들을 포함한 불균형패널구조에서는 유의한 대차대조표 효과가 나타나는지 알아볼 필요가 있다. 또한 상장기업뿐만 아니라 비상장기업까지 범위를 확장해 보는 것도 추후 과제이다.

## 참고문헌

- Aghion, P., P. Bacchetta, A. Banerjee, 2000a. "A Corporate Balance-Sheet Approach to Currency Crisis." Study Center Gerzensee, Working Paper No. 01.05.
- Aghion, P., P. Bacchetta, A. Banerjee, 2000b. "Currency Crisis and Monetary Policy in an Economy with Credit Constraints." *European Economic Review* 45(7): 1121-50.
- Aguiar, M., 2005. "Investment, Devaluation and Foreign Currency Exposure: The Case of Mexico." *Journal of Development Economics* 78, 95-113.
- Allayannis, G., G. Brown, L. Klapper, 2001. "Exchange Risk Management : Evidence from East Asia." Policy Research Working Paper 2606. Washington, DC, United States ; World Bank.
- Arellano, M., S. Bond, 1991. "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equations." *Review of Economics Studies* 58, 227-297.
- Arellano, M., O. Bover 1995, "Another Look at the Instrumental-Variable Estimation of Error-Components Model." *Journal of Econometrics* 68, 29-51.
- Benavente, J. M, C. Johnson, F. Morande, 2003. "Debt Composition and Balance Sheet Effects of Exchange Rate Depreciations: A Firm-Level Analysis for Chile." *Emerging Markets Reviews* 4 397-416.
- Bernanke, B. and M. Gertler, 1989. "Agency Costs, Net Worth and Economic Fluctuations," *American Economic Review* 79, 14-31.
- Bleakley, H., Cowan, K., 2002. "Corporate Dollar Debt and Depreciations: Much Ado about Nothing?" Mimeographed document, MIT.
- Bleakley, H., Cowan, K., 2005. "Corporate Dollar Debt and Depreciations: Much Ado about Nothing?" Inter-American Development Bank.
- Bleakley, H., Cowan, K., 2008. "Corporate Dollar Debt and Depreciations: Much Ado about Nothing?" *The Review of Economics and Statistics* 90(4), 612-26.
- Bleakley, H., Cowan, K., 2009. "Mismatch and Mismatch? Balance-Sheet Effects and

- Emerging-Markets Crises." Corporate Dollar Debt and Depreciations: Much Ado about Nothing?." Working Paper, University of Chicago.
- Bonomo, M., B. Martins, R. Pinto, 2003. "Debt Composition and Exchange Rate Balance Sheet Effects in Brazil: A Firm-Level Analysis." *Emerging Markets Reviews 4* 368-396.
- Bundell, R., S. Bond 1998, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models." *Journal of Econometrics 87*, 115-143.
- Carranza L. J., J. M. Cayo, J.E. Galdon-Sanchez, 2003. "Exchange Rate Volatility and Economic Performance in Peru: Firm Level Analysis." *Emerging Markets Reviews 4* 472-496.
- Carranza L., J. E. Galdon-Sanchez, J. Gomez-Biscarri, 2011. "The Relationship Between Investment and Large Exchange Rate Depreciations in Dollarized Economies." *Journal of International Money and Finance 30*, 1265-1279.
- Céspedes, L., R. Chang, A. Velasco, 2000, "Balance Sheets and Exchange Rate Policy." NBER Working Paper No. 7840.
- Céspedes, L., R. Chang, A. Velasco, 2002, "IS-LM-BP in the Pampas." NBER Working Paper No. 9337.
- Céspedes, L., 2003. "Financial Frictions and Real Devaluations." Central Bank of Chile Working Paper No. 318.
- Céspedes, L., R. Chang, A. Velasco, 2004, "Balance Sheets and Exchange Rate Policy," *American Economic Review Vol. 94, No.4*, 1183-1193.
- Chang, R. A. Velasco, 1998. "The Asian Liquidity Crisis." Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper No. 98-11.
- Cowan, K., E. Hansen, L. O. Herrea, 2005. "Currency Mismatches, Balance-Sheet Effects and Hedging in Chilean Non-Financial Corporations." Inter-American Development Bank Working Paper No. 521.
- Diamond, D., P. Dybvig, 1983. "Bank-Runs, Deposit Insurance and Liquidity," *Journal of Political Economy*, 91, 401-419.
- Echeverry, J. C., L. Fergusson, R. Steiner, C. Aguilar, 2003. "Dollar Debt in Colombian Firms : Are Sinner Punished During Devaluations?." *Emerging Markets Reviews 4* 417-449.
- Eichengreen, B., R. Hausmann, U. Panizza, 2003. "The Pain of Original Sin." In: Barry Eichengreen Ricardo Hausmann (eds), *Debt Denomination and Financial Instability in Emerging-Market Economics*, Chicago: University of Chicago Press.
- Forbes, K. 2002. "How Do Large Depreciations Affect Firm Performance?" *IMF Staff Paper* 49, 214-238.
- Fuentes, M, 2009. "Dollarization of Debt Contracts : Evidence from Chilean Firms." *The Developing Economies 47*, No.4, 458-487.
- Galindo, A., U. Pannizza, F. Schiantarelli, 2003. "Debt Composition and Balance Sheet Effects of Currency Depreciation: Empirical Evidence." Inter-American Development Bank.
- Gilchrist, S, J. W. Sim, 2007. "Investment during the Korean Financial Crisis : A Structural Econometric Analysis." NBER Working Paper No. 13315.
- Kim, L. Tesar, J. Zhang, 2012. "The Impact of Foreign Liabilities on Small Firms: Firm-Level Evidence from the Korean Crisis." NBER Working Paper No. 02138.
- Krugman, P., 1999a. "Analytical Afterthoughts on the Asian Crisis." <http://web.mit.edu/krugman/www/MINICRIS.htm>
- Krugman, P., 1999b. "Balance Sheet, the Transfer Problem, and Financial Crisis." *International Tax and Public Finance 6(4)*, 459-72.
- Luengnaruemitchai, P., 2003. "The Asian Crisis and the Mystery of the Missing Balance Sheet Effect." Working Paper, University of California, Berkeley.
- Magud, N., 2010. "Currency Mismatch, Openness and Exchange Rate Regime Choice." *Journal of Macroeconomics 32*, 68-89.
- Pratap, S., I. Lobato, A. Somuano, 2003. "Debt Composition and Balance Sheet Effects of Exchange Rate Volatility in Mexico: A Firm-Level Analysis." *Emerging Markets Reviews 4*, 450-471.