

REVISTA DE ECONOMIA

Segunda Epoca

Volumen XII

Número 1

Mayo 2005

Conferencias

A framework for macroprudential banking regulation

Jean-Charles Rochet..... 5

Artículos

Pass-through from exchange rate to prices in Brazil: an analysis using
time-varying parameters for the 1980 – 2002 period

Christiane R. Albuquerque

Marcelo S. Portugal..... 17

Regla monetaria óptima para una economía pequeña, abierta y
dolarizada

Diego Aboal

Fernando Lorenzo..... 75

¿Quién debe actuar como prestamista de última instancia?

El caso bimonetario

Jorge Ponce 109

A FRAMEWORK FOR MACROPRUDENTIAL BANKING REGULATION¹

JEAN-CHARLES ROCHET²

March 2005

Abstract:

We offer a framework for macroprudential banking regulation, with a particular emphasis on Latin American countries. Building on previous theoretical work (Rochet 2004) we argue that the main reason behind the high frequency and large magnitude of banking crises in the last two decades of the XXth century may be the lack of independence of banking supervisors from political powers. We examine how such an independence could be organized, and in particular how banking authorities should manage the banking crises of the future.

1 Paper prepared for the Second Workshop of the Latin American Finance Network, Cartagena, Colombia, December 3-4, 2004. A preliminary version was presented in the "Jornadas D'Economía" del Banco Central de Uruguay, in August 2004. I thank the participants for their comments and the Inter-American Development Bank for financial support.

2 Toulouse University, IDEI-GREMAQ.

1- Introduction

Following the spectacular banking crises that many countries have experienced in the last twenty years of the XXth century (see for example Lindgren et al., 1996), a number of countries have initiated significant reforms of their banking sectors. International organizations, such as the IMF (see Folkerts-Landau and Lindgren, 1998), or the Basle committee on Banking Supervision (see BCBS, 1996) have in particular elaborated prudential standards aimed at limiting the scope and frequency of banking and financial crises in the future. The adoption and implementation of such standards is particularly important for Latin American countries, many of which have been severely hurt by successive waves of crises of the 1980s and late 1990s (see for example Guidotti et al. 2004 for a detailed account of the Argentinian crisis of 2001-02). These crises have in particular led to increase scrutiny on banks' safety nets, seen as possible culprits by provoking bank moral hazard. Several authors have suggested to increase the pressure of market discipline on banks, as a complement to prudential regulation and supervision. They argue that the increased complexity of financial markets and banking activities have made traditional regulation insufficient, either because it is too crude (like the Basel accords of 1988) or on the contrary because it is too complex to be applicable (like the proposed reform of these accords, nicknamed Basel 2).

However most of the analyses, both empirical and theoretical, focus on microprudential regulation, i.e. they look at how to manage the difficulties of a single bank. We believe it is equally (if not more) important to look at the way to manage generalized banking crises, that is adopt a macroprudential approach. This is what we do here. More precisely, the objective of this note is to build on previous theoretical work (Rochet 2004) to offer policy recommendations for an institutional approach to macroprudential regulation and to see how this framework can be adapted to account for the specificities of Latin American countries.

The plan of the rest of this note is the following. The institutional framework for macroprudential regulation is proposed in Section 2. The adaptation to Latin American specificities is discussed in Section 3. Section 4 concludes.

2- An Institutional Framework for Macroprudential Regulation

In almost every country in the world, public authorities intervene a lot in the functioning of the banking sector. The two main components of this public intervention are on the one hand the financial safety nets (composed essentially of deposit insurance systems and emergency liquidity assistance provided to commercial banks by the central bank) and on the other hand of prudential regulation systems, consisting mainly of capital adequacy (and liquidity) requirements, and exit rules, establishing when supervisory authorities should close commercial banks.

In spite of these sophisticated prudential regulation systems, many countries (especially but not exclusively emerging countries) have recently experienced spectacular banking crises. A good account of these crises can be found for example in Lindgren et al. (1996). Some economists (for example Demirgüç-Kunt and Detragiache, (1997) have argued that financial safety net systems (particularly deposit insurance funds) were actually responsible for these crises, because they generate moral hazard in bankers' behaviour.

Even if it is indeed likely that deposit insurance systems may sometimes provide perverse incentives for bankers toward excessive risk-taking, this is not a sufficient reason to ban them altogether. After all, almost any type of insurance generates some form of moral hazard but nobody recommends to ban insurance activities altogether. In Rochet (2004) I develop a theoretical model to show that the main culprit for the large frequency and scope of banking crises in the recent years is probably not the financial safety net per se, but instead the lack of independence of banking authorities from political powers.

The originality of this model, in comparison with previous theoretical literature (which focuses on microprudential regulation), is that it studies the capacity of a banking system to resist to systemic shocks, like recessions devaluations, krachs on asset markets or "sudden stops" in foreign capital inflows. One of the main results of the paper is that in the absence of a lender of last resort, such systemic shocks are likely to lead to a disruption of the banking and financial system, through the failure of a large number of banks. The main reason is that financial markets (i.e. private investors) are not ready to provide sufficient liquidity assistance to the banks that are hurt by a systemic shock.

Ironically, the reason for this market failure is precisely the possibility of moral hazard by banks. As shown by Holmström and Tirole (1997, 1998) such moral hazard implies that banks cannot fully pledge the future income generated by their assets, which implies that their capacity to borrow liquidity from the market is limited. This problem can in principle be solved by agreeing ex ante on interbank contingent credit lines, at least if the liquidity shock only affects a limited number of banks. If instead it is a systemic shock, that affects simultaneously a large number of banks, emergency liquidity assistance by the central bank is needed to avoid an excessive number of bank failures. Thus to recap on this first result, the possibility of banks' moral hazard is precisely the reason why a lender of last resort is needed.

However, as is well known, lender of last resort interventions can also create banks' moral hazard,³ especially when they are under the control of politicians. The reason is the classical lack of commitment power of governments. The consequences of this lack of commitment power have been widely acknowledged in the context of monetary policy: when governments control monetary policy, they typically find optimal ex-post to renege on their prior commitments to fight inflation. Ex-ante optimality requires the possibility to commit to ex-post inefficient (and politically costly) policy measures. This is why many central banks have been granted (de jure and often de facto) independence from political powers, at least for matters concerning monetary policy.

The main result of Rochet (2004) is that the only way to avoid too frequent and too costly bank failures in the future would be to grant a similar independence to the lender of last resort activities of the central bank. However, this is more easily said than done. Two additional complexities emerge, if one compares with monetary policy:

- Accountability is more difficult to obtain, since explicit, quantitative objectives are almost impossible to define for lender of last resort interventions.
- Lender of last resort interventions have to be coordinated between the central bank, supervisory authorities (the banking commission or

³ The impact of lender of last resort interventions on banks' moral hazard depends a lot on the precise timing of interventions: see Cordella and Levy-Yeyati (2005) and Freixas et al. (2004).

the Financial Service Authority) and the Treasury, without reintroducing disguised forbearance.

The framework for macro-prudential regulation that is recommended in Rochet (2004) is the following:

- Supervisory authorities should evaluate the individual exposure of each commercial bank to macroeconomic shocks. This individual exposure can be roughly measured as an estimate of the amount of cash that would need to be injected in the bank in case such a macroeconomic shock occurs (of course several scenarios should be considered: recession, devaluation, asset markets krach, “sudden stop” of capital inflows).
- Based on this ex-ante measure of their individual exposure to macro-shocks, banks should be classified into two categories:
 - Those with a macro exposure considered excessive by banking supervisors would not be eligible to the lender of last resort and would face additional capital requirements.
 - Those with a macro-exposure considered acceptable by banking supervisors would be ex-post eligible to the lender of last resort but would face, ex-ante, additional liquidity requirements that increase with the size of their macro-exposure.
- Lender of Last Resort Interventions would be strictly conditional on the approval of supervisory authorities. Emergency loans by the Central Bank should be senior to the other debts of the bank (including wholesale deposits). This would isolate the public sector (including the Central Bank and the Treasury) from the losses of commercial banks (and thus protect taxpayers’ money). But this would also provide adequate incentives to banks’ supervisors, who would be accountable for the losses of the deposit insurance fund.
- Supervisory authorities should be made totally independent from political powers. They should be given control on banks closures and on the management of the deposit insurance fund. They should be given a clear agenda (closing banks that do not comply with

solvency and liquidity ratios, prevent access to the lender of last resort to the banks that are classified ex-ante as excessively exposed to macro-shocks) and be made accountable ex-post in front of a legislative committee.

Let us examine now how well these recommendations fit the specificities of Latin American countries.

3- Adaptation to Latin American Countries

Some episodes in the recent banking crises experienced by several Latin American countries confirm our theoretical analysis. For example Eichengreen (2002), in his comparative study of the Argentinian and the Turkish crises, argues that the IMF, in both cases, “found it difficult to say no” by fear of contagion, which illustrates the lack of commitment power of governments and international institutions that forms the basis of our analysis. Similarly, Eichengreen shows the limitations of contingent credit lines provided by private banks: At the peak of the 2001-02 crisis, Argentina could not draw on the repo lines it had prearranged with a consortium of private banks. This shows that, although private credit lines can in theory be a substitute to a public lender of last resort (this was in particular suggested by Goodfriend and Lacker, 1999), in practice they do not seem to work when they are really needed, thus explaining why the lender of last resort function is, in practice, almost exclusively performed by national central banks or by the IMF.

Another specificity of some Latin American countries is the importance of dollarization, either de facto or de jure. De jure dollarization trivially eliminates the exposure of commercial banks to foreign exchange risk (one of the components of the exposure to macro shocks), but also prevents the central bank from playing its part as a lender of last resort. De facto dollarization can be even worse, given that the ability of the central bank to perform its task of lender of last resort is limited by its available stock of foreign currency, while the exposure of commercial banks to foreign exchange risk is still present. More interestingly, Cordella and Levy-Yeyati (2005) insist on the fact that the extent of dollarization is largely endogenous. In their model, they show in particular that the presence of a lender of last resort increases the extent of dollarization, but this is largely due to the fact that they rule out contingent support, based on the exposure of individual

banks to foreign exchange risk, while we have argued here that such a contingent support policy would be efficient.

As we have argued, liquid asset requirements, for example in the form of a contingency fund raised by the banks (as in currently done in Argentina) are also a useful complement to contingent support policy and reinforced capital requirements. Several authors (in particular Guidotti et al., 2004) have suggested to adapt Basel 2 to Latin American banks by developing risk-based regulations in loan-loss provisions that incorporate in particular foreign exchange risk. Similarly Garcia (1999) states that “exchange rate-related credit risk could be considered in the computation of capital adequacy ratios, for example, by raising weights for dollar loans to non-dollar earners”. Similarly she remarks that “deposit insurance schemes can be specialized to include only peso deposits, ..., or banks’ contributions could be higher for dollar deposits”. This is completely in line with the policy recommendations derived from the theoretical analysis of Rochet (2004).

4- Conclusion

The main reason behind the frequency and magnitude of recent banking crises might not be deposit insurance, bad regulation, or incompetence of supervisors. It might be essentially the commitment problem of political authorities, who are likely to exert pressure for bailing out insolvent banks and delay crisis resolution.

The remedy to political pressure on banks’ supervisors is probably not to substitute supervision by market discipline. This is because market discipline can only be effective if absence of government intervention is anticipated. Market discipline and central supervision are more complements than substitutes. In fact the way to restore credibility of banks’ closure policy is to ensure independence and accountability of bank supervisors, like has been done for monetary policy. However, this independence is probably more difficult to implement, given the difficulty to define explicit, quantitative, objectives for lender of last resort interventions. Another difficulty is the need to coordinate lender of last resort interventions between the central bank, supervisory authorities and the Treasury, without reintroducing disguised forbearance.

The other key reform is to find a way to restrict liquidity assistance by the central bank to the banks with low exposure to macro shocks, that are backed by the independent supervisors (an alternative is to put a cap on macro exposure). Supervisors should be in charge of selecting these banks, who then would face a lower capital requirement but in counterpart a liquidity requirement that increases with their macro exposure. By contrast, banks with a too high macro exposure should not be backed by the supervisors and should not receive liquidity assistance in case of macro shocks. Finally, central bank loans should be senior to wholesale deposits, in order to protect taxpayers' money and also to provide adequate incentives to banks' supervisors.

We believe such institutional reforms are needed in every country, but particularly so in Latin American countries, who have exhibited a high degree of exposure to financial and banking crises in the last two decades.

REFERENCES

- BCBS (1996)**, “Core Principles for Banking Supervision”, Basle Committee on Banking Supervision, Basle, Switzerland.
- Cordella, T. and E. Levy-Yeyati (2005)**, “Bailout Policies: Moral Hazard vs Value Effect”, forthcoming, *Journal of Financial Intermediation*.
- Demirgüç-Kunt, A. and E. Detragiache (1997)**, “The Determinants of Banking Crises: Evidence from Developed and Developing Countries”. Policy Research Working Paper 1828, The World Bank, Washington D.C., USA.
- Eichengreen, B. (2002)**, “Crisis Prevention and Management: Any New Lessons from Argentina and Turkey?”, background paper for the World Bank’s Global Development Finance report.
- Folkerts-Landau, D. and C.J. Lindgren (1998)**, “Toward a Framework for Financial Stability”, World Economic and Financial Surveys, IMF, Washington D.C., USA.
- Freixas, G., B. Parigi, and J.C. Rochet (2004)**, “The Lender of Last Resort: A 21st Century Approach”, *Journal of the European Economic Association*, 2, 1085-1115.
- Goodfriend, M. and J. Lacker (1999)**, “Loan Commitment and CB Lending”, Federal Reserve Bank of Richmond, Working Paper 99-2, January.
- Guidotti, P., L. Rojas-Suarez and R. Zahler (2004)**, “Designing Financial Regulatory Policies that Work for Latin America”, *Journal of Financial Stability*, 1, 199-228.
- Holmström, B. and J. Tirole (1997)**, “Financial Intermediation, Loanable Funds, and the Real Sector”, *Quarterly Journal of Economics*, 112, 663-692.
- Holmström, B. and J. Tirole (1998)**, “Private and Public Supply of Liquidity”, *Journal of Political Economy*, 106(1), 1-40.
- Levy-Yeyati, E. (2001)**, “Dollarization and the Lender of Last Resort”, CIF Working Paper 5/01, Universidad Torcuato Di Tella, Buenos Aires, Argentina.
- Levy-Yeyati, E., M.S. Martinez-Peria and S. Schmuckler (2004)**, “Market Discipline under Systemic Risk: Evidence from Bank Runs in Emerging Countries”, the World Bank, Working Paper #3440, Washington D.C., USA.

Lindgren, C. G. Garcia and M. Saal (1996), *Bank Soundness and Macroeconomic Policy*, IMF, Washington D.C., USA.

Rochet, J.C. (2004), “Macroeconomic Shocks and Banking Supervision”, *Journal of Financial Stability*, 1, (1), 93-110.

PASS-THROUGH FROM EXCHANGE RATE TO PRICES IN BRAZIL: AN ANALYSIS USING TIME-VARYING PARAMETERS FOR THE 1980 – 2002 PERIOD¹

CHRISTIANE R. ALBUQUERQUE²
MARCELO S. PORTUGAL³

Abstract

The aim of the present paper is to analyze the pass-through from exchange rate to inflation in Brazil from 1980 to 2002. Initially, we developed a model of a profit-maximizing firm based on the pricing-to-market approach presented by FEENSTRA and KENDAL (1997). In order to adapt the model to the Brazilian reality, we considered the following aspects: (i) the firm sells its product both in the domestic market – where it has some pricing power – and in the foreign market – where it is a price-taker; (ii) costs are a function of the exchange rate; (iii) the degree of openness is included in the demand equation. Results show that the Kalman Filter yields better results than linear models with time-invariant parameters and that the inflationary environment and the exchange rate regime perceived by the agents affect the degree of pass-through to consumer prices. We can observe a reduction in the pass-through to consumer price indices (IPCA) or to indices with a consumer-price component (IGP-DI) after the implementation of the Real plan, and a more intense reduction after the adoption of the floating exchange rate regime in 1999. These results are in line with other estimates

-
- 1 The authors would like to thank Dr. Jorge de Paula Araújo (PPGE-UFRGS) and Angelo Marsiglia Fasolo (Research Department of the Central Bank of Brazil) for their comments on a previous version of this paper. We also thank Gustavo M. Russomanno (CNPq), Júlia C. Klein (FAPERGS) and Marcelo C. Griebeler (CNPq) for their research assistantship. The remaining errors are the authors' responsibility. The views expressed here are solely the responsibility of the authors and do not reflect those of the Central Bank of Brazil or its members.
 - 2 Economist, Research Department of the Central Bank of Brazil. E-mail: christiane.albuquerque@bcb.gov.br
 - 3 Professor of Economics, Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), and associate researcher of CNPq. E-mail: msp@ufrgs.br

presented in the literature. The pass-through to wholesale prices, however, is relatively constant all over the period.

Key words: exchange rate, pass-through, Kalman filter

JEL Classification: E31, F41

1. Introduction

In an open economy, one of the main issues that one should understand is the relation between exchange and prices. This is true especially if the economy is under an inflation-targeting regime, since the monetary authority needs to know the channel through which different variables affect the price level. By doing so, it is possible to obtain more accurate inflation forecasts concerning future inflation (reference to the Central Bank in its monetary policy decisions) and to take proper decision about the timing of monetary policy. This paper aims to analyse the pass-through of exchange rates to inflation and answer whether it is affected by current features of the economy. To do so, we will consider not only the consumer price level used by the Central Bank of Brazil as target for inflation (IPCA) but also a general prices index (IGP-DI) and a producer price index (IPA-DI).

There have been several studies about the effects of exchange rate movements on the economy, especially on prices. However, most of them are concerned with developed economies, which behave differently from the Brazilian economy. Moreover, few of these studies focus on Brazil, and many of them fail to use a longer study period that includes the years prior to the price stabilization brought about by the Real Plan. However, the absence of studies to the pre-Real plan period does not allow us to tell whether the price stabilization affects the agents' behaviour concerning the pass-through. Literature says so (see, for instance, GOLDFAJN and WERLANG, 2000), but tests about the issue are limited. Furthermore, new econometric techniques developed in recent years have made it possible to analyze the relationship between exchange rate and prices, although such alternatives remain underexplored even in industrialized countries.

Hence, the motivation of this paper comes from the importance of knowing how exchange rate shocks have affected prices under the different scenarios of the Brazilian economy. We will analyse if the macroeconomic environment affects this relation or if it is stable over time and similar to what has been observed to other countries. If not, it is necessary to look for responses to exchange rate devaluations different from those suggested by the tradition literature which considers, mainly, developed economies.

The effects of exchange rate movements on prices in different economic scenarios are of paramount importance in order for us to evaluate

whether they depend upon the macroeconomic environment, as this information is relevant for monetary policy decisions. Evidence suggests that such relation exists. An example is the different pass-through behavior of developed and emerging economies, found by CALVO and REINHART (2000), among others. The authors found a pass-through from exchange rate to inflation for emerging economies about four times higher than that of developed ones, and the variance of inflation compared to exchange rate variation was 43% for the former and 13% for the latter. The authors conclude that there is lower tolerance to exchange rate fluctuations in emerging economies.

This article is organized in seven sections, including this introduction. In the second section, the pass-through literature is reviewed. In the third section, the theoretical model used in this paper is presented, followed by the presentation of the data in the fourth section. Section five has the empirical results for the three inflation index considered, while the comparison of those results with the ones available in the literature is presented in section six. Finally, section seven concludes.

2. The *Pass-through* from exchange rate to prices

The impact of an exchange rate devaluation on prices is both direct, through an increase in import prices, and indirect, through the effects on aggregate demand. In the first case, the increase results from the share of imports in the price index as well as from the rise in input costs. On top of that, devaluation also places pressure for nominal wages to rise, due to the change in real wage. In the second case, the effects on aggregate demand are due to (i) changes in the relationship between foreign and domestic prices, (ii) the effects on interest rates, since the foreign capital movements are affected, and (iii) the wealth effect, since there may possibly be a relevant number of firms that hold foreign exchange positions. The change in the expenditure structure (between domestic and imported goods) will be greater the higher the price-elasticities of exports and imports and the degree of openness of the economy are (LOSCHIAVO and IGLESIAS, 2002).

AMITRANO, GRAUWE and TULLIO (1997) describe the following three stages in the pass-through of exchange rate devaluation to domestic inflation:

- 1) Pass-through to import prices: since there is a second-order effect on profit, which increases the average revenue and decreases the quantity demanded, the increase in profit depends on the demand elasticity. As the prices constitute a mark-up over costs, exporters might not increase them, especially if there are menu costs as well as expectations that devaluation is temporary;
- 2) Pass-through from import prices to domestic prices: the degree of pass-through depends on the characteristics of the economy: the more open an economy is (*i.e.*, stronger presence of imported goods), the higher the impact of the increase in import prices over the domestic prices is.
- 3) Price behavior after devaluation: price adjustment leads to changes in nominal wages. The degree of price adjustment depends on whether the economy is in a recession or on whether there is a restrictive fiscal policy, so as to avoid the price-wage spiral.

The studies on the exchange rate pass-through originate from the investigation of the validity of the purchasing power parity (PPP) theory. After the devaluation of the US dollar in the 1970s, US price levels did not increase as much as the exchange rate, seemingly casting some doubt on the validity of the PPP theory. Many studies were carried out⁴ to test the PPP, but the conclusion is that the parity is valid in the long run but not in the short run, that is, the pass-through from exchange rates to prices is incomplete.

Another finding is that the volatility of PPP deviations could have remained stable over time. According to ROGOFF (1996), the reasons for such deviations should not be restricted to institutional factors that are specific to the 20th century. KLEIN (1990) reminds us that the difference in the price effects between the US dollar devaluation in 1977-81 and after 1985 and its appreciation in 1982-85 offers the following empirical evidence: the pass-through is unstable and its change over time is a result of the structure of the economy. EINCHEGREEN (2002) highlights that the pass-through is not independent of the monetary regime. If the commitment

⁴ For a good literature review on pass-through and PPP tests, see GOLDBERG and KNETTER, (1996) and KLAASSEN (1999), respectively.

to inflation control is serious and if monetary policy decisions are clear, the agents will reckon the validity of a temporary exchange rate shock by the monetary authority as very unlikely, taking longer to adjust their prices in response to a change in the exchange rate. Therefore, if the pass-through is high, the short-term effect of a change in the exchange rate will be stronger on inflation than on the product, due to the reluctance to adopt a tighter monetary policy. FRANKEL (1978) found evidence of PPP in hyperinflations, which was already expected due to the predominance of monetary shocks in such situations. However, the tests rejected the parity for more stable monetary environments. All of the studies conducted reached the following conclusions: (i) real exchange rates converge to PPP in the very long term at too low a speed of convergence, and (ii) short-term deviations from PPP are high and volatile (ROGOFF, 1996).

Based on these results, the economic theory attempted to explain such deviations. The following explanations arose: the role of nontradeables in the economy (ROGOFF, 1996 and BURSTEIN, EICHENBAUM and REBELO, 2002⁵), the existence of sticky prices that may influence relative prices (DORNBUSCH, 1976), adjustment costs (DIXIT, 1989, KRUGMAN, 1988) and the existence of pricing-to-market (KRUGMAN, 1986). For applications of these theories, see KIMBROUGH (1983), FISHER (1989), GOLDBERG and KNETTER (1996), VIAENE and VRIES (1992), PARSLEY (1995), ANDERSEN (1997), FEENSTRA and KENDAL (1997), BORENZSTEIN and de GREGORIO (1999), SMITH (1999), BETTS and DEVEREUX (2000), GOLDFAJN and WERLANG (2000), LIEDERMAN and BAR-OR (2000), OBSTFELD and ROGOFF (2000), TAYLOR (2000). Among the studies about Brazil, we highlight those carried out by FIORENCIO and MOREIRA (1999), BOGDANSKI, TOMBINI and WERLANG (2000), MUIINHOS (2001), CARNEIRO, MONTEIRO and WU (2002), FIGUEIREDO and FERREIRA (2002), BELAISCH (2003), MUIINHOS and ALVES (2003) and MINELLA, FREITAS, GOLDFAJN and MUIINHOS (2003).

5 The authors analyze inflation in 9 countries after recent exchange rate crises (after 1990) and try to explain the reason why inflation is lower than that expected by the PPP using a general equilibrium model. They point that the deviations from PPP result from low inflation in the nontradables, flight from quality and frictions in the credit market, with borrowing constrains resultant from a sudden stop in capital flows to the country after the currency crisis.

3. The theoretical model

We developed a model of a domestic firm that may choose between selling its production in the domestic or in the foreign market, or in both. The price for period t is set in $t-1$ by maximizing the expected profit. Models like this can be found in most pass-through studies that use the pricing-to-market approach. The difference here is that those models consider that the firm sells only to the foreign market and, hence, its decision is concerned with foreign prices. The model developed here considers that the firm is a perfect competitor (therefore a price taker) in the foreign market, but has some market power domestically. Hence, the firm can choose domestic prices, given its domestic and foreign demand, foreign prices, and costs involved.

Our model is based on FEENSTRA and KENDAL (1997), with some pertinent changes : (i) as previously mentioned, the decision concerns domestic prices; (ii) we consider the presence of imported inputs, implying that costs are a function of the exchange rate; (iii) we include the degree of openness in the demand function. The following equations define the model.

The total revenue of the firm in the domestic market is given by:

$$RT^{dom} = p \cdot x^{dom} (p^{dom}, p^{imp}, y, ope)$$

The total revenue resulting from exports and expressed in domestic currency is:

$$RT^{exp} = s \cdot p^{exp} \cdot x^{ext} (p^{exp}, p^*, y^*)$$

where p and p^{exp} are the prices charged by the firm in the domestic and foreign market, x^{dom} and x^{ext} are the domestic and foreign demand, p^* is the price of competitors in the foreign market, p^{imp} is the price of imports competing with the firm's product domestically, and y and y^* are the domestic and foreign income, respectively. The nominal exchange rate, expressed in domestic currency units per foreign currency, is given by s . The variable ope represents the degree of openness, included here for its relevance in explaining inflation, as pointed out by several authors. The use of this variable is justified by the studies of TERRA (1998) and ROMER (1993,1998), and by the contagion of domestic price indices by the higher

presence of import goods. In this article, the degree of openness is regarded as a proxy for the competition faced by domestic products, being therefore a relevant variable in the demand function.

According to FEENSTRA and KENDAL (1997), the firm sells z units of currency in the future market at price f_t in order to protect itself from the exchange rate risk. Thus, its profit (or loss) with the transaction is given by $z(f_t - s_t)$. Exchange rate protection is also a firm's decision variable.

Hence, the firm's profit is given by:

$$\Pi_t = (p_t - c_t) * x_t^{dom}(p_t, p_t^{imp}, y_t, op\theta) + (s_t \cdot p_t^{exp} - c_t^*) * x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) + z_t * (f_t - s_t)$$

The firm maximizes the expected utility of profits. Then, the problem of the firm is given by:

$$\begin{aligned} &Max_{p_t, z_t} E_{t-1} \{ U[(p_t - c_t) * x_t^{dom}(p_t, p_t^{imp}, y_t, op\theta) + \\ &+ (s_t \cdot p_t^{exp} - c_t^*) * x_t^{exp}(p_t^{exp}, p_t^*, y_t^*) + z_t(f_t - s_t)] \} \end{aligned} \quad (1)$$

Using a second-order Taylor's expansion, we have⁶:

$$\begin{aligned} U(\Pi_t) \approx & U(E_{t-1}[\Pi_t]) + U'(E_{t-1}[\Pi_t]) * (\Pi_t - (E_{t-1}[\Pi_t])) + \\ & + \frac{1}{2} U''(E_{t-1}[\Pi_t]) * (\Pi_t - E_{t-1}[\Pi_t])^2 \end{aligned}$$

However, it is known that $(\Pi_t - (E_{t-1}[\Pi_t])) = 0$ and that $(\Pi_t - E_{t-1}[\Pi_t])^2$ is the conditional variance of profits, herein referred to as $var_{t-1}(\Pi_t)$. Such considerations allow us to rewrite (1) as:

$$\begin{aligned} &Max_{p_t, z_t} \{ U(E_{t-1}[\Pi_t]) + \frac{1}{2} U''(E_{t-1}[\Pi_t]) * var_{t-1}(\Pi_t) \} \end{aligned} \quad (1')$$

⁶ It is necessary to disregard the rest in the equation since, otherwise, it would be necessary to incorporate the term $U'''(\cdot)$ – third derivative of the utility function – about which the economic theory has no assumptions.

To calculate $E_{t-1}[\Pi_t]$, conditional mean of Π_t , consider $E_{t-1}p_t^{\text{exp}} = p_t^{\text{exp}}$ and $E_{t-1}x_t^{\text{exp}} = x_t^{\text{exp}}$. This supposition can be made if we consider that foreign contracts for sales in t are negotiated in $t-1$. So, we have:

$$E_{t-1}[\Pi] = p_t * E_{t-1}[x_t^{\text{dom}}(p_t, p_t^{\text{imp}}, y_t, \text{ope})] - E_{t-1}(c_t) * x_t^{\text{dom}}(p_t, p_t^{\text{imp}}, y_t) + \\ + E_{t-1}(s_t) * p_t^{\text{exp}} * x_t^{\text{exp}}(p_t^{\text{exp}}, p_t^*, y_t^*) + z_t \cdot f_t - z_t \cdot s_t - c_t * x_t^{\text{exp}}(p_t^{\text{exp}}, p_t^*, y_t^*)$$

Supposing $E_{t-1}(s_t) = e_t$ and by rearranging the terms above, we obtain:

$$E_{t-1}[\Pi_t] = E_{t-1}[x_t^{\text{dom}}(p_t, p_t^{\text{imp}}, y_t, \text{ope})] * (p_t - E_{t-1}(c_t)) + \\ + x_t^{\text{exp}}(p_t^{\text{exp}}, p_t^*, y_t^*) * (e_t p_t^{\text{exp}} - E_{t-1}(c_t^*)) + z_t * (f_t - e_t) \quad (2)$$

Calculating the conditional variance of profits and naming $E_{t-1}[(s_t - e_t)^2]$, which is the conditional variance of the exchange rate, as \mathbf{s}_s^2 , we have:

$$\text{var}_{t-1}(\Pi_t) = E_{t-1}\{[\Pi_t - E_{t-1}(\Pi_t)]^2\} \\ \text{var}_{t-1}(\Pi_t) = \mathbf{s}_s^2 * [x_t^{\text{exp}}(p_t^{\text{exp}}, p_t^*, y_t^*) - z_t]^2 \quad (3)$$

Using (2) and (3), (1') can be rewritten as:

$$\text{Max}_{p_t, z_t} \{U[E_{t-1}[x_t^{\text{dom}}(p_t, p_t^{\text{imp}}, y_t, \text{ope})] * (p_t - E_{t-1}(c_t)) + \\ + x_t^{\text{exp}}(p_t^{\text{exp}}, p_t^*, y_t^*) * (e_t \cdot p_t^{\text{exp}} - E_{t-1}(c_t^*)) + z * (f_t - e_t)] \\ + \frac{1}{2} U''[E_{t-1}(\Pi_t)] * \mathbf{s}_s^2 * [x_t^{\text{exp}}(p_t^{\text{exp}}, p_t^*, y_t^*) - z_t]^2\} \quad (1'')$$

Deriving the equation above in relation to z_t , a first-order condition is that:

$$U'(E_{t-1}(\Pi_t)) * (f_t - e_t) - \\ - U''(E_{t-1}(\Pi_t)) * \mathbf{s}_s^2 * x_t^{\text{exp}}(p_t^{\text{exp}}, p_t^*, y_t^*) * p_t^{\text{exp}} - z_t^* = 0$$

From where it follows that:

$$z_t^* = [-U'(E_{t-1}(\Pi_t)) * (f_t - e_t) / U''(E_{t-1}(\Pi_t)) * \mathbf{s}_s^2] + \\ + x_t^{\text{exp}}(p_t^{\text{exp}}, p_t^*, y_t^*) * p_t^{\text{exp}}$$

However, $-U'(E_{t-1}(\Pi_t)) / U''(E_{t-1}(\Pi_t))$ is the inverse of the Arrow-Pratt absolute risk aversion coefficient (R_u). Hence,

$$z_t^* = ((f_t - e_t) / R_u * \mathbf{s}_s^2) + x_t^{\text{exp}}(p_t^{\text{exp}}, p_t^*, y_t^*) * p_t^{\text{exp}} \quad (4)$$

The optimal future contract has a term that represents the speculative purchase (or sale) of foreign currency, and a second term that corresponds to the contribution of foreign sales to the total revenue of the firm⁷.

Using (2), (3) and (4), equation (1) can be rewritten as:

$$\text{Max}_{p_t, z_t} [U[E_{t-1}(x_t^{\text{dom}}(p_t, p_t^{\text{imp}}, y_t, \text{ope})) * (p_t - E_{t-1}(c_t)) + x_t^{\text{exp}}(p_t^{\text{exp}}, p_t^*, y_t^*) * (e_t p_t^{\text{exp}} - E_{t-1}(c_t^*))] + \\ + [(f_t - e_t) / R_u * \mathbf{s}_s^2] + x_t^{\text{exp}}(p_t^{\text{exp}}, p_t^*, y_t^*) * p_t^{\text{exp}}] * (f_t - e_t)] + \\ + \frac{1}{2} U''[E_{t-1}(\Pi_t)] * \mathbf{s}_s^2 * (x_t^{\text{exp}}(p_t^{\text{exp}}, p_t^*, y_t^*) - (f_t - e_t) / R_u * \mathbf{s}_s^2) + x_t^{\text{exp}}(p_t^{\text{exp}}, p_t^*, y_t^*) * p_t^{\text{exp}}]^2 \quad (1''')$$

The first-order condition with respect to p_t is:

$$U' E_{t-1}(\mathbf{P}_t) * \{[\delta E_{t-1}(x_t^{\text{dom}}(p_t, p_t^{\text{imp}}, y_t, \text{ope})) / \delta p_t] * (p_t - E_{t-1}(c_t)) + E_{t-1}(x_t^{\text{dom}}(p_t, p_t^{\text{imp}}, y_t) - \\ - R_u^{-2} * [(f_t - e_t)^2 / \sigma_s^2] * \frac{\delta R_u}{\delta p_t}\} - \frac{1}{2} U''(E_{t-1}(\mathbf{P}_t)) \sigma_s^2 * \{-2 * R_u^{-3} * [(f_t - e_t)^2 / \sigma_s^2] * \frac{\delta R_u}{\delta p_t}\} = 0$$

From where we get p_t , the optimal price to be charged by the firm:

$$p_t = E_{t-1}(c_t) - E_{t-1} [x_t^{\text{dom}}(p_t, p_t^{\text{imp}}, y_t, \text{ope})] / ? \quad (5)$$

where h_t is the price-elasticity of demand

$$(\mathbf{d}E_{t-1}(x_t^{\text{dom}}(p_t, p_t^{\text{imp}}, y_t, \text{ope})) / \mathbf{d}p_t).$$

⁷ This result is similar to the one presented by FEENSTRA and KENDAL (1997). The difference lies in the second term, which, in that work, is the total revenue the firm should obtain with external sales expressed in domestic currency.

The next step is to transform the equation above into an equation that can be tested empirically. To do that, we need to make a few assumptions concerning the demand and cost functions. Let us consider the demand function presented in FEENSTRA and KENDAL (1997):

$$x_t^{dom}(p_t, p_t^{imp}, y_t) = (\mathbf{a} / p_t) - (\mathbf{b} / p_t^{imp}) * y$$

This function has the requested properties, that is, it is decreasing in the domestic price and increasing in the price of the imported competitor and in the income. Besides, as pointed out by the authors, such a function allows the demand for the domestic product to be null. This will happen for domestic and imported price levels that are sufficiently high for the whole market to be supplied. In such case, the local product will be demanded if $p_t < q_t(\mathbf{a}/\mathbf{b})$. As previously mentioned, a difference in relation to the original study is that here we will consider that variable y will not be regarded as income but as the deviation from the potential product instead⁸.

Let us also consider that the domestic price of the imported good in an imperfect market depends not only on the actual import price but also on the presence of other foreign competitors in the same market. Thus, the higher the degree of openness, the less freedom the importer will have to pass elevated mark-ups on to the consumer. Therefore, we consider that some weight is placed on competition when setting the prices for the consumer. Besides, prices of the imported goods are also function of income. So p^{imp} is given by:

$$p^{imp} = (p^M)^f . ope^{-J} y^g, \quad \mathbf{f} > 0, \mathbf{J} > 0, \mathbf{g} > 0$$

where p^M is the price imports have when they arrive in Brazil and ope is the degree of openness of the economy.

The degree of openness in the demand function also presents the required properties. Deriving the demand function in relation to the variable ope , we observe a negative sign: the higher the degree of openness (and hence, market competition), the smaller the demand for a certain product.

8 The product deviation from its natural level, as a proxy for idle capacity, is a relevant variable in pass-through and inflation studies. The idea is that during a recession (i.e., with high idle capacity), there is more difficulty in passing cost increases on to final prices

Likewise, using the function above to derive p in relation to ope , the sign is also negative⁹. This sign is expected because, according to the literature, there is an inverse relationship between inflation and the degree of openness, whose reasons may be found, for instance, in TERRA (1998) and ROMER (1993, 1998). According to TERRA (1998), there is a negative relationship between inflation and the degree of openness in economies with high level of external indebtedness, since, if the major part of the debt belongs to the public sector, taxes will have to be increased. The less open an economy is, the higher the exchange rate devaluation required to produce trade surpluses, leading to an increase in the liabilities expressed in domestic currency and, hence, a greater need to obtain revenues through the inflationary tax. ROMER (1993, 1998) also establishes a negative relationship, but the cause lies in the implicit commitment of the monetary policy: the more closed an economy is, the greater the benefits of surprise inflation will be¹⁰.

Substituting the demand function above in equation (5) we have:

$$P_t^2 = E_{t-1}(c_t) \cdot \left[\left(\frac{\alpha}{\beta} \right) (y_{t-1}^{-1}) P_{t-1}^{M-\phi} ope_{t-1}^{\phi} \right] \quad (6)$$

Next, some assumptions should be made about the costs. Since there are imported inputs, let us consider that the costs are an increasing function of the exchange rate, assuming the form $c_t = As^q$. Let us also consider that the purchase of inputs to produce goods in t is made in $t-1$, therefore applying the exchange rate in effect at the time. Hence, $c_t = As_{t-1}^q$ ¹¹.

⁹ $\delta x(\cdot)/\delta ope = -\theta\beta y(p^M)^{\phi} ope^{\phi-1} < 0$ e $\delta p(\cdot)/\delta ope = -\alpha\theta\beta y(p^M)^{\phi} ope^{\phi-1} / (x+by(p^M)^{\phi} ope^{\phi})^2 < 0$.

¹⁰ However, one must be aware of the difference between the negative relationship between the degree of openness and inflation and the positive relationship between the degree of openness and the exchange rate pass-through, as recalled by GOLDFAJN and WERLANG(2000). The latter relationship is positive because a more open economy means a higher presence of imported goods in the price index. The higher the contribution of imported goods, the higher the increase in the price index whenever an exchange rate devaluation occurs.

¹¹ Other assumptions may be made in order to remove the expectation operator from the equation. One of them consists in adopting the assumption of FEENSTRA and KENDAL (1997). If costs follow a time process such as $\text{Inc}_t = \text{Inc}_{t-1} + \varepsilon_t$, where $\varepsilon_t = \varepsilon_{t-1} + v_t$ (v_t is a white noise), then $E_{t-1}(\text{Inc}_t)$ is equal to Inc_{t-1} plus a residual term. However, the authors do not consider costs as a function of exchange rates, but we can reach the same conclusion if we assume such relationship and if we also consider that the exchange rate follows a random walk as the one described here. Considering that costs are negotiated in $(t-1)$ to be paid in t with the exchange rate in effect at that period would add some algebraic complexity to the solution, since we would have to consider the term $E_{t-1}(s_t)$ throughout the exercise. For simplification, we chose the first alternative presented here.

Thus, the price equation is expressed as

$P_t^2 = A s_{t-1}^{\theta} (\alpha/\beta) y_{t-1}^{-1} P_{t-1}^{M-\phi} ope_{t-1}^{-\phi}$. Applying the natural logarithm on both sides of the equation we have:

$$\ln p_t = (1/2) \ln(A\alpha/\beta) + (1/2)\theta \ln(s_{t-1}) - (1/2)\phi \ln(p_{t-1}^M) - (1/2) \ln y + \vartheta \ln(ope) \quad (6')$$

generalizing

$$\ln p_t = \mathbf{m} + \mathbf{a}_1 \ln s_{t-1} + \mathbf{a}_2 \ln y_{t-1} + \mathbf{a}_3 \ln ope_{t-1} + \mathbf{a}_4 \ln p_{t-1}^M + \mathbf{e}_t \quad (6'')$$

where $\mu = (1/2)\ln(A\alpha/\beta)$, $\alpha_1=(1/2)\theta$, $\alpha_2=-1/2$, $\alpha_3=(1/2)\vartheta$, $\alpha_4=-(1/2)\phi$ and ϵ_t is a white noise error.

First, a linear model with constant parameters will be used to test equation 6'', in order to check whether the parameters changed along the study period, especially parameter α_1 . If there is any evidence of time instability, a specification with time-varying parameters will be tested through the Kalman Filter, an algorithm used to compute the optimal value of a state vector.

Before we proceed, an additional comment is required: models like the one developed here (and adopted in many works concerning the pricing-to-market) do not present, in their development, the inertial component in inflation. However, since this is a non-questionable factor in the Brazilian recent economic history, the results of the empirical tests with the Kalman Filter have that element, by using the time-varying intercept. Therefore, the absence of inflationary inertia in the theoretical model do not imply in its absence in the empirical analysis.

4. Data

We used a quarterly sample, from 1980 to 2002, and data were obtained from the websites of their respective sources¹². To deseasonalize the series, we used the X-11 method. The following variables were used:

¹² <http://www.fgvdados.com.br>, <http://www.bcb.gov.br> and <http://www.ibge.gov.br>.

- a) *igp_des*: Deseasonalized generalized price index -internal availability (IGP-DI /FGV);
- b) *ipa_des*: Deseasonalized wholesale price index – internal availability (IPA-DI/FGV);
- c) *ipca_des*: Deseasonalized broad consumer price index (IPCA/IBGE);
- d) *cambio*: Nominal exchange rate, selling values, in Brazilian reais vis-à-vis US dollars, monthly average;
- e) *gap*: Deviation of GDP from its potential level. The first step for its calculation consisted in deseasonalizing the GDP series provided by IBGE. After that, the trend of the series was extracted using the Hodrick-Prescott filter. The difference between the actual series and that trend is the proxy for the GDP deviation from its potential level. The expected sign of this variable in the price level is positive: if GDP is below its level, a decrease in the product implies a decrease in its gap value, which becomes more negative. Thus, we expect an increase in recession to reduce prices. If the economy is strong, with GDP above its potential level, an increase in the GDP – which causes a rise in prices – increases the positive gap value;
- f) *ope*: Represents the degree of openness of the economy. It is calculated as the ratio between the sum of exports and imports and the GDP. As previously mentioned, the response of prices to this variable has a negative sign;
- g) *p_imp_des*: Refers to the deseasonalized import price index. A rise in import prices is expected to increase prices directly, due to the presence of imported goods in the price index, and indirectly, due to its presence in production costs.

5. Empirical analysis

5.1. Stationarity and cointegration

The first step before working with the series is to check whether they are stationary. In this regard, Tables 1 and 2 show the results of stationarity tests in level and in first difference, respectively. The optimal number of lags for AD&F tests was based on Akaike information criteria.

Note that the *variable gap* is stationary, while the variables *openess*, *ipca_des*, *ipa_des* and *preço_imp_des* have unit roots, both on the *Augmented Dickey Fuller* test (AD&F) and on the *Phillip-Perron* test (PP). For the variable *cambio*, the ADF test described the series as stationary, whereas the PP test indicated the presence of unit roots¹³. For the IGP-DI, the ADF test shows the series as nonstationary, at a 5% significance level, both in level and in first difference. The PP test presented the series as being I(1). In Table 2, the variables *ope*, *e*, *p*, *pm*, *igp*, *ipa* express the variables *openess*, *cambio*, *ipca_des*, *preço_imp_des*, *igp_des* and *ipa_des*, respectively, in first difference.

TABLE 1 –Stationarity test for variables in levels

Variable	ADF test statistics	Phillip-Perron test statistics
cambio	-2.0976(3) ^{*b}	-1.0816 ^a
gap	-2.8529(5) ^{*a}	-4.3333 ^{*a}
ipca_des	-1.3636(2) ^a	-0.2156
preço_imp_des	-3.2960(0)	-0.7077 ^b
igp_des	-1.7115(2) ^b	-0.2722
ipa_des	-1.7339(5) ^b	-0.2911
ope	-2.1726(8)	-1.4139 ^b

* Null hypothesis of the presence of unit root rejected at 5%

^aTest made without a trend term; ^bTest made without trend and intercept terms (see Enders, 1995, chapter 5.7); figures between parentheses indicate the optimal number of lags for the test.

TABLE 2 – ADF stationarity test for variables in first difference

Variable	ADF test statistics	Phillip-Perron test statistics
ope	-3.1675 ^{**} (7)	-38.2634 [*]
e	-2.4634(2) ^a	-3.9883 [*]
p	-3.5620(0) [*]	-3.3988 [*]
pm	-10.5994(0) [*]	-10.6048 [*]
igp	-2.4602(2) ^a	-3.3673 [*]
ipa	-2.6223(2) ^{a**}	-3.0297 ^{a*}

*, ** Null hypothesis of the presence of unit roots rejected at 5% and at 10%, respectively

^aTest made without a trend term; ^bTest made without trend and intercept terms; figures between parentheses indicate the optimal number of lags for the test.

13 The Dickey-Fuller GLS and Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin tests also identified *cambio* as I(1).

With regard to cointegration tests, Tables 3 to 5 show that cointegration vectors are not present in any of the three cases considered (IPCA, IGP-DI, IPA). Therefore, we have to use the first difference of the variables.

TABLE 3 – Cointegration test - IPCA

Series: IPCA_DES OPENNESS CAMBIO PRECO_IMP_DES				
Lags: (in first differences): 1 to 2				
Trend assumption: deterministic linear trend				
Unrestricted cointegration rank test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace test	5% critical value	1% critical value
None	0.224714	32.09613	47.21	54.46
At most 1	0.072061	9.443602	29.68	35.65
At most 2	0.029431	2.787392	15.41	20.04
At most 3	0.001445	0.128677	3.76	6.65

*(**) rejection of the null hypothesis at 5%(1%); the trace test indicates no cointegration equation at 5% and at 1%

TABLE 4 – Cointegration test - IGP-DI

Séries: IGP_DES OPENNESS CAMBIO PRECO_IMP_DES				
Lags: (in first differences): 1 to 2				
Trend assumption: deterministic linear trend				
Unrestricted cointegration rank test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace test	5% critical value	1% critical value
None	0.248336	37.23425	47.21	54.46
At most 1	0.077971	11.82773	29.68	35.65
At most 2	0.049677	4.602857	15.41	20.04
At most 3	0.000764	0.067981	3.76	6.65

*(**) rejection of the null hypothesis at 5%(1%); the trace test indicates no cointegration equation at 5% and at 1%

TABLE 5 – Cointegration test – IPA-DI

Series: IPA_DES OPENNESS CAMBIO PRECO_IMP_DES				
Lags: (in first differences): 1 to 2				
Trend assumption: deterministic linear trend				
Unrestricted cointegration rank test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace test	5% critical value	1% critical value
None	0.270498	41.30977	47.21	54.46
At most 1	0.082633	13.23980	29.68	35.65
At most 2	0.058054	5.563713	15.41	20.04
At most 3	0.002702	0.240829	3.76	6.65

*(**) rejection of the null hypothesis at 5%(1%); the trace test indicates no cointegration equation at 5% and at 1%

5.2. Linear models

First we tested the model using OLS. For all price indices, as shown in Appendix I, the models showed specification errors (Reset test), parameter and/or variance instability (CUSUM of squares tests), autocorrelation of residuals (for IGP and IPA) and Arch residuals (for IPA). Given these results and the previous knowledge about changes in the inflation pattern and exchange rate policy after 1994, we made two attempts to model these changes: to split the sample into two periods and to include dummy variables in the exchange rate coefficient.

The two subsamples refer to the pre- and post-Real periods, and are used to check whether there are significant changes in the parameters in these periods. The first subsample, covering the pre-Real plan, goes up to 1993, while the second one starts in 1995. The year 1994 was not included in any of the samples because we consider it as a transition period, where agents could predict the changes in the monetary policy. Inflation indices were still influenced by the high inflationary levels of the previous period. Hence, the pattern observed in 1994 may be neither characteristic of the pre-Real period nor of the post-Real one.

The inclusion of dummy variables to indicate the three major periods of Brazilian monetary policy concerning inflation and exchange rate aims at verifying whether such inclusion is enough to model the breaks suggested in the previous analysis. The model will therefore have the following form:

$$P = \mu + (\alpha_1 + \alpha_4 d4 + \alpha_5 d5) * e_{t-1} + \alpha_2 * gap_{t-1} + \alpha_3 * ope_{t-1} + \alpha_4 * PM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Dummy variables $d4$ and $d5$ represent the post-Real period with pegged and floating exchange rates, respectively, with unity values assigned to the periods t they intend to represent. Thus, the exchange rate coefficient for the pre-Real period is α_1 , while for the 1994:III to 1998:IV period it is $\alpha_1 + \alpha_4$, and $\alpha_1 + \alpha_5$ between 1999:I and 2002:IV.

Splitting the period into two subsamples is not enough to eliminate specification errors, parameter instability, and presence of autocorrelation (see Appendix I). The inclusion of dummy variables allowed correcting such problems and perceiving the change in the exchange rate coefficient after the Real Plan. However, we cannot reject the null hypothesis that α_1

+ α_{j5} equals zero, which means that the pass-through from exchange rate to inflation after 1999 is null – a contradiction from the economic standpoint.

Parameter instability, significant differences between the variables for the post-Real sample, specification errors in the model pointed out by Reset tests may be an indicative sign that analyzing the period using models with time-invariant parameters is not the most adequate approach, especially when we consider the exchange rate pass-through, whose behavior changed after 1995.

We also consider that the specification errors in the model could be resultant from the absence of the inertial term. However, the inclusion of AR terms did not correct the specification problems previously mentioned.

The inclusion of dummy variables in the exchange rate coefficient – as in equation 7 – avoids some of the problems detected by the tests, especially residual autocorrelation and parameter and/or variance instability. However, if on the one hand the tests revealed some instability in the exchange rate coefficient, on the other hand, they yielded results that do not seem coherent since the pass-through from exchange rate to inflation is statistically null for the three indices. The correction of the instability and autocorrelation by means of dummy variables shows that the exchange rate coefficient should not be regarded as time-invariant. The incapability of such dummy variables to identify the changes that occurred after the floating exchange rate regime led us to test the initial model using the Kalman Filter.

5.3. The Kalman Filter analysis

The Kalman Filter was applied in a general-to-specific process. First, we tested a model where all coefficients were stochastic. Afterwards, we restricted the number of stochastic coefficients based upon the statistical significance of the variance coefficient in the state equation and upon the information criteria. Thus, the variables whose state variance coefficients (parameters $\vartheta_{\mu,t}$ and ϑ_{oit} in equations 8) were not significant were considered as having time-invariant parameters. The advantage of such procedure is that if we consider that only the exchange rate coefficient is stochastic and that other coefficients vary over time, the results found for the exchange rate will incorporate the movements in those coefficients regarded as time-invariant.

Another decision refers to the space equation format, i.e., whether it is a random walk or an AR(1) process. In the first case, the effects of the stochastic coefficients are assumed to be permanent, whereas in the second case, the effects, although persistent, are regarded as temporary. Since exchange rate shocks are not permanent – once they are passed on to prices, in different degrees, – we adopted the AR(1) format for the space equation. If the estimated AR parameter is close to unity, a random walk formulation will be tested.

We tested the inclusion of dummy variables in the state equation of the exchange rate parameter in order to verify whether the exchange rate regime or the price dynamics affects that equation. Thus, three dummy variables were tested. The first of them – d_1 – assumed a value equal to zero for periods when there was a managed exchange rate system in Brazil, and equal to one for the other periods with officially floating exchange rates (March 1990 to February 1995 and January 1999 to December 2002). The second dummy variable – d_2 – differs from d_1 as it assumes a value equal to the unit in those periods with effectively and not only officially floating exchange rates. Therefore, d_2 refers to the period known as managed exchange rate system. “Managed” means that the monetary authorities interfere in the exchange rate market, but have no intention to maintain the exchange rate stable at a given level regarded as ideal by the government, as occurred between March 1990 and July 1994 (see ARAUJO and FILHO (2002)). Thus, d_2 assumes a unit value from July to September 1994 and from January 1999 on, and a zero value for the other periods. The purpose of such distinction is to verify whether the announced exchange rate regime is relevant to price setting or how exchange rates behave in practice. Finally, the third dummy variable – d_3 – aims at comparing the price dynamics in high-inflation periods with stable periods. Therefore, d_3 has a unit value for the pre-Real period, and a zero value for the post-Real period.

Chart 1 – Tested Dummies

<i>Dummy</i>	Plan	Period with a unit value
D ₁	Officially floating exchange rates	1990:I – 1995:I; 1999:I – 2002:IV
D ₂	Managed exchange rate system	1994:III ; 1999:I – 2002:IV
D ₃	High inflation	1980:I – 1994:II
D ₄	Real Plan with pegged exchange rates	1994:III – 1998:IV
D ₅	Real Plan with floating exchange rates	1999:I – 2002:IV
D _{crúz}	Cruzado plan	1986:I – 1986:III
D _{bress}	Bresser plan	1988:III
D _{ver}	Summer plan	1989:I
D _{col1}	Collor 1 plan	1990:I – 1990: II
D _{col2}	Collor 2 plan	1991:I – 1991:II
D _{real}	Real plan	1994:III – 2002:IV

We also tested dummy variables related to the economic plans announced in the course of the study period, according to CATI, GARCIA and PERRON (1999). The variables have a unit value throughout the period in which economic plans were in effect, and a zero value for the other periods, except for the post-Real period, which was not included in the referred paper. Two dummies were assigned to the post-Real period: d_4 , with a unit value between July 1994 and December 1998, and d_5 with a unit value after the exchange rate devaluation in 1999. The dummy variables are shown in Chart 1.

The initial model had therefore the following form¹⁴:

$$\begin{aligned}
 p &= \mathbf{m}_t + \mathbf{a}_{1,t} e_{t-1} + \mathbf{a}_{2,t} gap_{t-1} + \mathbf{a}_{3,t} ope_{t-1} + \mathbf{a}_{4,t} pm_{t-1} + \mathbf{e}_t \\
 \mathbf{m}_t &= c_1 + c_2 \mathbf{m}_{t-1} + \mathbf{J}_{\mathbf{m},t} \\
 \mathbf{a}_{1,t} &= a_{11} + a_{12} \mathbf{a}_{1,t-1} + \sum_{i,j} a_{1j} d_i + \mathbf{J}_{\mathbf{a}1,t} \\
 \mathbf{a}_{2,t} &= a_{21} + a_{22} \mathbf{a}_{2,t-1} + \mathbf{J}_{\mathbf{a}2,t} \\
 \mathbf{a}_{3,t} &= a_{31} + a_{32} \mathbf{a}_{3,t-1} + \mathbf{J}_{\mathbf{a}3,t} \\
 \mathbf{a}_{4,t} &= a_{41} + a_{42} \mathbf{a}_{4,t-1} + \mathbf{J}_{\mathbf{a}4,t}
 \end{aligned} \tag{8}$$

The final model, however, changed according to the inflation index used, as shown in the following sections.

14 In order to ensure a positive variance term, e_t and $\vartheta\alpha_{1,t}$ were defined as $\text{var}[\text{exp}(e_t)]$ and $\text{var}[\text{exp}(\vartheta\alpha_{1,t})]$, respectively. The choice for naming the variables through the text just as e_t and $\vartheta\alpha_{1,t}$ was adopted for simplification .

5.3.1 IPCA

For IPCA, the model to be estimated was¹⁵:

$$p = \mathbf{m}_t + \mathbf{a}_{1,t}e_{t-1} + \mathbf{a}_2gap_{t-1} + \mathbf{a}_3ope_{t-1} + \mathbf{a}_4pm_{t-1} + \mathbf{e}_t$$

$$\mathbf{m}_t = c_1 + c_2\mathbf{m}_{t-1} + \mathbf{J}_{m,t}$$

$$\mathbf{a}_{1,t} = a_{11} + a_{12}\mathbf{a}_{1,t-1} + a_{13}d_2 + \mathbf{J}_{a1,t}$$

In Table 6 - which shows the results obtained – we note that the coefficient of *gap* ($\alpha_{2,t}$) is significant and has the expected sign. The coefficient of the degree of openness ($\alpha_{3,t}$), although it contains the expected sign, is not significant. The coefficient $\alpha_{4,t}$, which refers to import prices, does not contain the expected positive sign, and is not significant.

As far as variances are concerned, we note that the variances of the state equation for the intercept and the exchange rates ($\vartheta_{\mu,t}$, $\vartheta_{\alpha_{1,t}}$) have significant coefficients, which means that they are effective. In other words, the coefficients are actually varying over time and, hence, the Kalman Filter captures changes in these coefficients that a model with constant parameters would not.

Table 6 –Kalman Filter : IPCA Results

Variable	coefficient	Standard error	t-statistics	p-value	
Measure Equation					
α_2	1.636715	0.731031	2.238912	0.0252	
α_3	-0.044387	0.089447	-0.496233	0.6197	
$\alpha_{4,t}$	-0.001186	0.000802	-1.478920	0.1392	
State Equation - Intercept					
c_1	0.007883	0.013579	0.580584	0.5615	
c_2	0.948579	0.049568	19.13699	0.0000	
$\vartheta_{\mu,t}$	-5.954234	0.392567	-15.16744	0.0000	
State Equation – Pass-through coefficient					
a_{11}	0.489162	0.148228	3.300074	0.0010	
a_{12}	0.005248	0.188764	0.027799	0.9778	
$a_{1,3}$	-0.488220	0.242746	-2.011240	0.0443	
$\vartheta_{\alpha_{1,t}}$	-2.208140	0.262412	-8.414797	0.0000	
Final State		Root MSE		z-statistics	p-value
$\mu_{T+1 T}$	0.046336	0.065347	0.709071	0.4783	
$\alpha_{1,T+1 T}$	0.001166	0.331521	0.003517	0.9972	
Log-likelihood	66.15722 Akaike Information Criteria			-1.225716	
Hannan-Quinn Criteria	-1.102508 Schwartz Information Criteria			-0.920184	

15 Appendix I shows some other models tested for IPCA, IGP-DI and IPA using the Kalman Filter.

As for the intercept, we observe that c_1 is not significant whereas c_2 is. This means that, although the mean of the intercept is null, shocks are persistent on it. Such a result is expected in an inflation model if we consider that this variable captures the inflationary inertia of the period, since the Kalman filter with varying parameters on the constant is equivalent to estimating the stochastic trend of the series. Therefore, we can consider that the intercept, to some extent, represents the inflationary inertia. Graph 1 shows that this coefficient becomes not only smaller but also more stable after the implementation of the Real Plan, underscoring the idea of a remarkably low inflationary inertia after price stabilization.

Concerning the behavior of the exchange rate coefficient, $\alpha_{1,t}$, a_{11} is significant, while a_{12} is not. In the former case, the exchange rate pass-through is important in explaining prices, regardless of the period. However, shocks on this coefficient do not propagate through time. In other words, the stochastic process resembles a white noise. The forecast for period $t+1$ is given by $E(\mathbf{a}_{1,t+1}) = a_{11} + a_{12}\mathbf{a}_{1,t-1} + a_{13}d_2$. Since a_{12} and a_{13} are indifferent from zero, the best forecast of the value for the exchange rate *pass-through* ($\alpha_{1,t+1}$) is the mean of the process, a_{11} . Hence, an increase of 1% in the exchange rate causes an average increase, in the period analyzed, of 0.49% in the inflation rate. Finally, the dummy variable d_2 , is significant, implying that the intervention in the exchange rate market affects the pass-through dynamics.

By analyzing Graph 2, which shows the smoothed estimates of the pass-through coefficient, we can clearly identify three different periods in the behavior of $\alpha_{1,t}$. These periods may be associated with three different moments of the Brazilian economy throughout the sample period.

The first period goes from 1980 until the implementation of the Real plan. A considerably high and volatile exchange rate pass-through characterizes this period, with peaks close to one, which illustrates the exchange rate/price spiral typical of high inflations. At a first glance, we could attribute this to some circularity between inflation and prices, since in that period the exchange rate regime followed a “Purchase Power Parity Rule” (the nominal exchange rate was determined according to the difference between domestic and foreign inflation). However, problems resultant from a Granger-Causality in both directions between inflation and exchange rates (as pointed out in GUTIERREZ, 2002) do not affect the

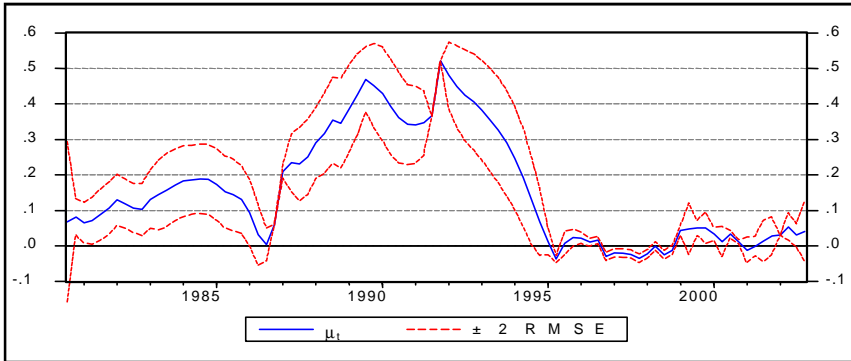
results presented here because we do not work with contemporaneous variables. What is being reflected here is the spiral “exchange rate/prices”: the exchange rate in $t-1$ affects inflation in t (that affects exchange rate in $t+1$ by the PPP rule which, in its turn, affects inflation in $t+2$), but inflation in t do not affect exchange rate in the previous period. Coefficients close to 1 confirm the result in FRANKEL (1978) of evidence of the PPP in hyperinflations and the spiral above mentioned: in moments of “unannounced economic packages”, when the freezing of exchange rates and/or prices was adopted, the coefficient shows sudden drops returning, afterwards, to its previous levels. The mean pass-through for the period is 0.49 (see Appendix II), but there are moments of sharp reductions that may be associated with the different economic plans (1986:II, 1987:III, 1988:IV, 1990:II, 1991:II, 1992:I).

The second period covers 1995 to 1998, where the mean drops to 0.42 (Appendix II), and so does its volatility, showing a more stable behavior over time. Finally, the third period starts in 1999, when the floating exchange rates were adopted and the coefficient remarkably decreased, yielding a mean value of around 0.04.

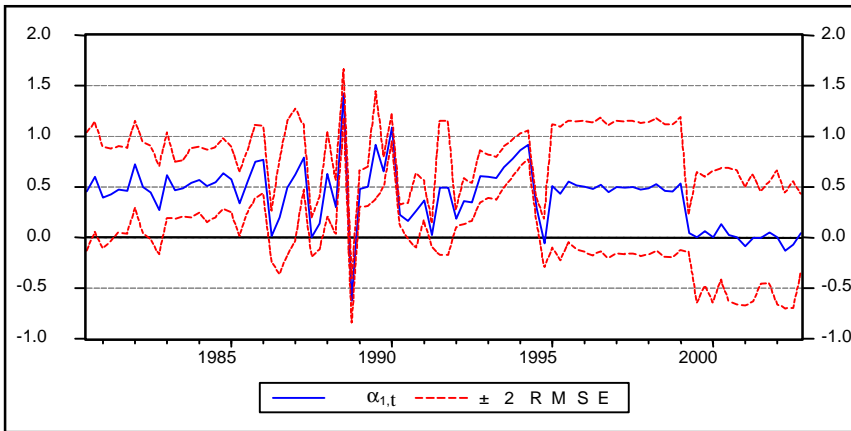
At first, the strong decrease in 1999 is not expected since, in large devaluations, a higher pass-through from exchange rates to prices is assumed. However, the Brazilian economic scenario at the time, with recession and extremely volatile exchange rates, may have favored a contrary behavior. In this scenario, price setters would not be able to increase their prices proportionately to the devaluation as they used to do before, due to the economic slowdown, which inhibits demand, and to the uncertainty about the future. If the exchange rates do not maintain that higher level, the costs to reverse the price increase (menu costs and reputation costs, for instance) could be much higher¹³. Furthermore, in times of pegged exchange rates, changes in exchange rates are considered to be permanent and, therefore, agents have an extra incentive to adjust their prices as soon as possible. However, in times of floating exchange rates, the resulting uncertainty and the presence of factors such as menu costs and hysteresis (see DIXIT, 1986), make agents “wait and see” until they can be sure that the (de)valuation is permanent and until they know the new exchange rate level.

13 For a detailed discussion, see DIXIT (1986).

Graph 1 – IPCA: Smoothed Estimate of m_t



Graph 2 – IPCA: Smoothed Estimate of $a_{1,t}$



5.3.2 IGP-DI

The IGP-DI model is quite similar to that used for IPCA, with time-varying coefficients for the exchange rate and intercept. Although d_2 was not significant, its inclusion yielded better results than the inclusions of other dummy variables (also not significant) or than its absence. The three periods related to the behavior of the exchange rate coefficient are more noticeable than in the case of IPCA, and the decrease in 1999 is less intense as well, (Table 7 and graphs 3 and 4).

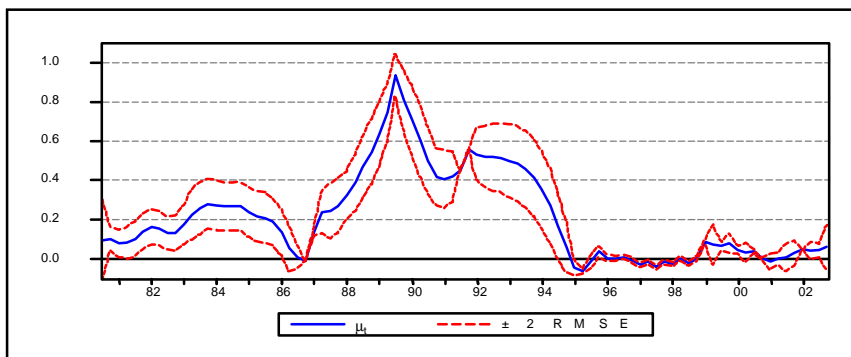
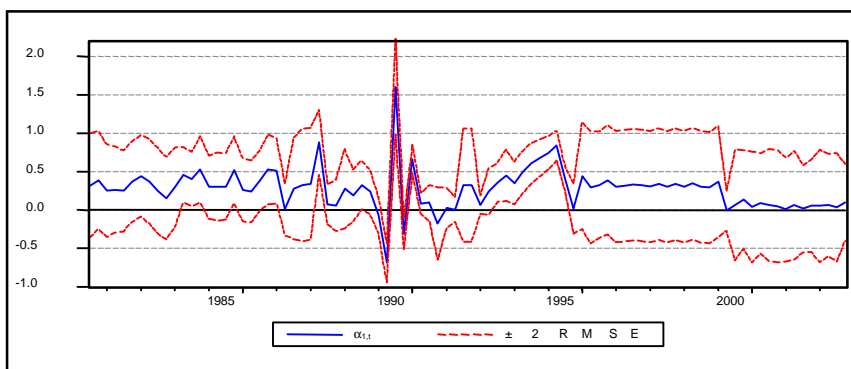
As for the significance of fixed parameters and their signs, import prices are still indifferent from zero, and so is the degree of openness, both with the expected sign. a_2 , on its turn, is significant and has the expected sign.

With regard to the exchange rate coefficient, again, it has a white noise with drift. We may also note that most of the sharp reductions in the coefficients are the same ones found for IPCA (1986:II, 1987:III, 1989:I, 1989:IV, 1990:II to 1990:4, 1991:I, 1991:II, 1992:I, 1994:I). The coefficient – or the exchange-rate elasticity of prices - is 0.33 for the whole period. Calculating the mean of the filtered estimates of $a_{1,t}$ for the three periods, we have an elasticity of 0.33 for 1980:I to 1994:II – if we remove the above mentioned periods from the sample, this value goes to 0.40 – 0.27 from 1994:III to 1998:IV and 0.07 from 1999:I on (see Appendix II). Thus, the Real plan led to a decrease in the pass-through, but the change in the exchange rate system and the adoption of the inflation-targeting regime in 1999 caused a sharper decrease in this coefficient.

The model was also tested without the dummy d_2 , once this was not statistically significant. The results are different from the ones presented here only after 1999:1, once the change in the pass-through coefficient is not identified. In this case, the pass-through from the exchange rate to the IGP-DI remains at around 0.27. However, a_{11} and a_{12} are not statically different from zero under such formulation, that is, the pass-through follows a random walk. Since a result of a zero pass-through from exchange rate to prices is counter-intuitive, we opted to keep the model with the dummy.

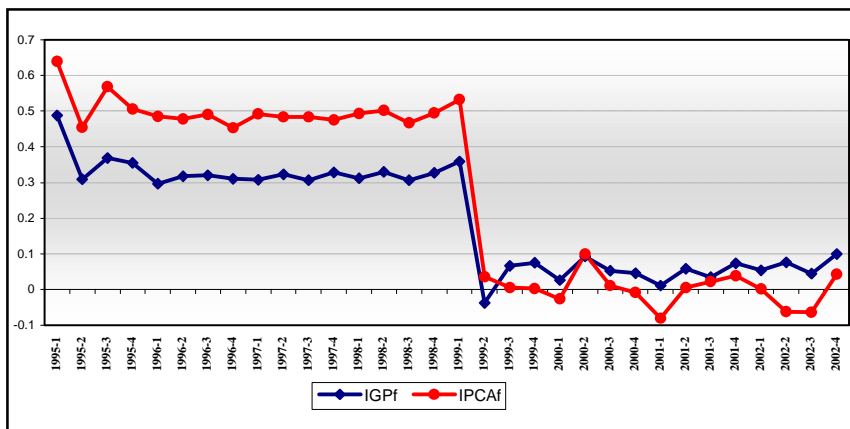
Table 7 Kalman Filter : IGP-DI Results

Variable	Coefficient	Standard error	t-statistics	p-value
Measurement Equation				
α_2	1.9712	1.0770	1.8303	0.0672
α_3	0.0389	0.1638	0.2377	0.8121
α_4	0.0003	0.0015	0.1715	0.8638
State Equation - Intercept				
c_1	-5.1799	0.3117	-16.6200	0.0000
c_2	0.0113	0.0200	0.5671	0.5707
$\vartheta_{\mu,t}$	0.9457	0.0414	22.8407	0.0000
State Equation - Pass-through Coefficient				
a_{11}	0.3246	0.1807	1.79645	0.0724
a_{12}	-0.0075	0.1871	-0.0401	0.9680
$a_{1,3}$	-0.2702	0.2547	-1.0611	0.2887
$\vartheta_{\alpha_{1,t}}$	-2.0026	0.3888	-5.1514	0.0000
	Final State	Root MSE	z-statistics	p-value
$\mu_{T+1 T}$	0.0690	0.0918	0.75120	0.4525
$\alpha_{1,T+1 T}$	0.0536	0.3674	0.1458	0.8841
Log-likelihood	44.0753	Akaike Information Criteria	-0.7350	
Hannan-Quinn Criteria	-0.6118	Schwartz Information Criteria	-0.4295	

Graph 3 – IGP-DI: Smoothed Estimate of m_t **Graph 4 – IGP-DI: Smoothed Estimate of $\alpha_{1,t}$** 

Graph 5 draws some attention to the comparison of both indexes through the filtered estimates of the exchange rate coefficients in both cases (IPCA and IGP-DI) after the Real plan. Until 1999, the exchange rate pass-through to IPCA was, on average, higher than to the IGP-DI, which justifies the selection of the latter one as the index used to realign contracts. After 1999, we have an opposite situation, when the IGP-DI – which consists mostly of wholesale prices - had a higher pass-through, on average, than IPCA has.

**Graph 5 – Filtered Estimates of $a_{1,t}$ for the Post-Real period:
IGP-DI vs. IPCA**



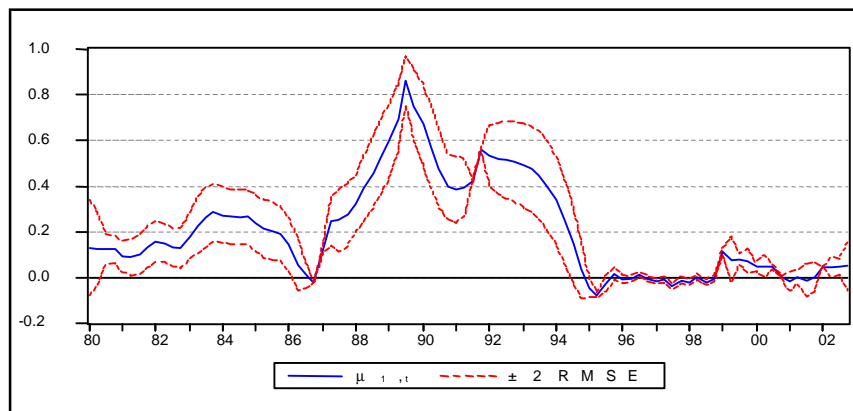
5.3.3 IPA

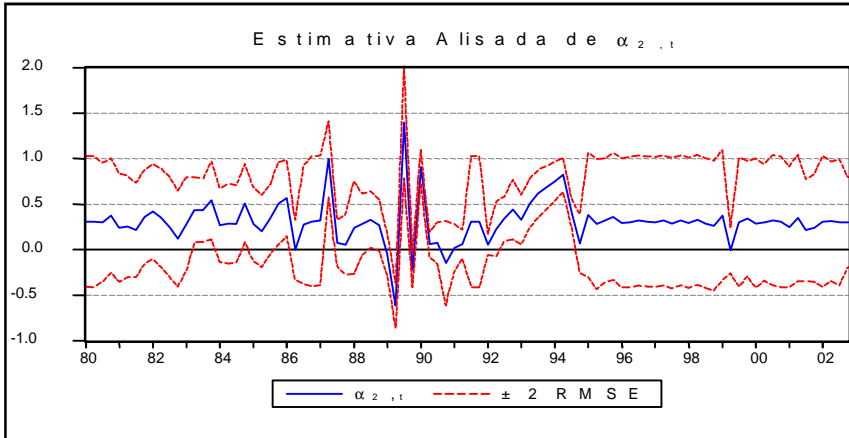
Concerning the use of the Kalman Filter to the IPA, the dynamics differ from the previous ones only by the absence of dummies in the state equation.

We notice the presence of the inertia also in the IPA-DI, as shown by the time-varying intercept in graph 6. Again, $a_{1,t}$ follows a white noise with drift, as shown in Table 8. This means that the best forecast for the pass-through from exchange rates to IPA is the mean of the process. We can also note, according to Graph 7, that the only change in the behavior of the coefficient is the peaks in the early 1990s and a smaller volatility after the Real plan. However, the mean of the coefficient was relatively stable: 0.33 from 1980:I to 1994:II, 0.27 from 1994:3 to 98:4 and 0.31 from 1999:I on (see Appendix II). If we exclude the moments when there was a sharp decrease in the filtered coefficient (basically the same as with IPCA and IGP-DI: 1986:II, 1987:III, 1989:II, 1990:II, 1991:I, 1991:II, 1992:I, 1994:III, 1994:IV, 1999:II) – the mean goes to 0.37 between 1980:I and 1994:II and 0.32 between 1994:III and 1998:IV.

Table 8- Kalman Filter : IPA Results

Variable	Coefficient	Standard error	t-statistics	p-value
Measure equation				
α_2	1.7103	0.0013	0.6861	0.0562
α_3	0.0285	0.1395	0.1851	0.8531
α_4	0.0009	0.0013	0.6861	0.4926
State Equation - Intercept				
c_1	0.0109	0.0177	0.6156	0.5382
c_2	0.9087	0.0460	20.4009	0.0000
$\vartheta_{\mu,t}$	-5.2276	0.4481	-11.6672	0.0000
State Equation - Pass-through Coefficient				
a_{11}	0.3085	0.1487	2.0746	0.0380
a_{12}	0.0058	0.1788	0.0325	0.9741
$\vartheta_{\alpha,t}$	-2.0439	0.3153	-6.4822	0.0000
	Final State	Root MSE	z-statistics	p-value
$\mu_{T+1 T}$	0.0600	0.0895	0.6705	0.5025
$\alpha_{1,T+1 T}$	0.3103	0.3599	0.8621	0.3886
Log-likelihood		54.1051	Akaike Information Criteria	-0.9801
Hannan-Quinn Criteria		-0.8681	Schwartz Information Criteria	-0.7024

Graph 6 – IPA: Smoothed estimate of $m_{2,t}$ 

Graph 7 – IPA: Smoothed estimate of $a_{2,t}$ 

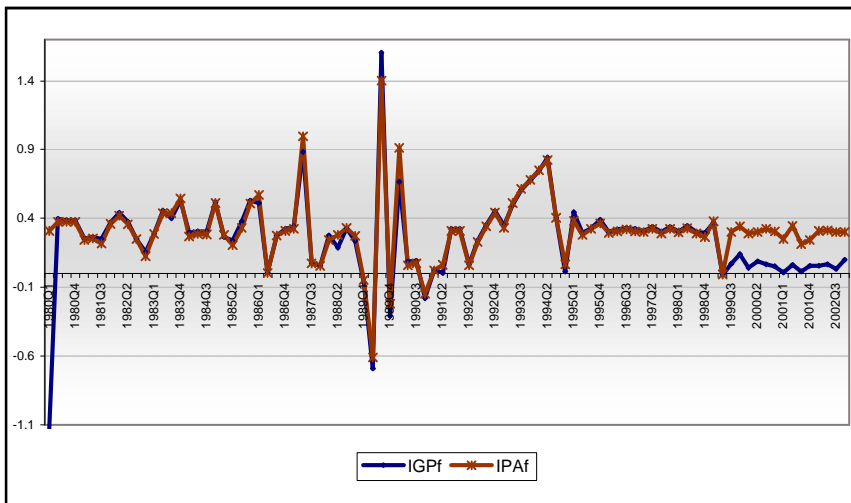
The values presented here are quite high compared to the ones found for the other two indices. As they are close to the unit, they also suggest a virtually complete pass-through from exchange rate to wholesale prices. This result seems to demonstrate what the economic theory had already predicted: wholesale prices are more strongly affected by exchange rate movements and, in the absence of nontradables, the pass-through from exchange rate to inflation is almost complete.

An explanation to this behavior can be found in the theoretical model developed in this paper. Since Brazil is a small economy, it is a price-taker in the foreign market and it is not able to affect international prices as predicted by the pricing-to-market models applied to developed economies¹⁴. A smaller pass-through to consumer prices (IPCA and IGP) reflects the absorption of the exchange rate by retailers, which can be explained – given the maximization model presented in this paper – by an attempt to avoid a reduction in demand that is not offset by a rise in prices. This does not necessarily mean losses for the agents, but only a change in their profit margins.

14 Those models consider that, in face of an exchange rate devaluation in country B, the exporting firm in country A will reduce its exporting prices for B in order not to have a high reduction in sales in that country, given the weight of that market on its global demand. The result of such an action is that prices in B will rise less than proportionally to the exchange rate devaluation, resulting in an incomplete pass-through and evidence of the rejection of PPP.

As we noticed, answer of IPA-DI to exchange rate variations is relatively stable, no matter the period we focus on. Comparing the smoothed estimates of the pass-through to IPA with those to IGP, we notice an interesting feature. Until 1998:IV, the exchange rate pass-through to these indices were, basically, the same. Before 1999, the exchange rate was fixed and changes in those rates were considered to be permanent, causing adjustments in prices by agents. With the floating rate, price setters do not know if the variation is permanent or transitory and, hence, choose, many times, to postpone price changes until exchange rates stabilize in a given level. The gap between IPA and IGP after 1999 (see graph 8) may be a result of the drop in the exchange-rate pass-through in the consumer-price component of the IGP. Another reason for that gap may be the methodology by which the IPA is calculated. Those are not the actual prices producers find in the market (as in consumer prices) but they are sort of menu prices, reflecting the prices producers intend to charge for their products. Therefore, one can guess that producers intend to pass-through the same proportion of a given devaluation to prices. However, market conditions are the ones who will tell if such pass-through will be concluded or not, a fact not revealed by the IPA but by consumer prices.

**Graph 8 – Smoothed estimates of $a_{1,t}$ to post-Real period:
IGP-DI vs. IPA-DI**



6. Comparison of Results

According to the results obtained herein, there is a decrease in the pass-through from the exchange rate to IPCA and IGP-DI after the stabilization of the Real, and a sharper one after the shift in the exchange rate regime in 1999. Before 1999, the effects of an exchange rate shock in period t on IGP-DI would be complete after approximately four quarters (considering the absence of further shocks). After 1999, only 32% of the shock would have been absorbed by the index in an equal period. For IPCA, between 1980 and 1998, the pass-through of the shock would be complete in two quarters before 1999, but after that year it would represent only 7%. The exception is IPA-DI, which keeps an almost complete pass-through in the third quarter.

The exchange rate pass-through behavior found in the present paper is in line with other estimates reported in the literature. MINELLA, FREITAS, GOLDFAJN and MUINHOS (2003) analyzed the post-Real period and also found a change in the exchange rate pass-through to prices after 1999 (considering the 12-month exchange rate variation with one lag). However, the magnitude of the change is different, depending on the approach adopted: the Central Bank's structural model, the Phillips curve, or a VAR model. Nonetheless, the graph of the recursive estimation of the coefficients found in the Phillips curve for IPCA is very similar to Graph 2 presented in section 5.3.1 of this paper.

The results for IPCA in the post-Real period are also similar to the ones presented by MUINHOS and ALVES (2003) for free prices – which correspond to approximately 70% of IPCA – by applying a non-linear Phillips curve. The authors found an exchange rate pass-through of 0.51 between 1995:I and 1998:IV and of 0.06 from 1999:I on. The values observed for the period after 1999 are also similar to the ones presented by CARNEIRO, MONTEIRO and WU (2002), who found a quarterly exchange rate pass-through between 1999 and 2002 of 6.4% on average.

GOLDFAJN and WERLANG (2000) found a six-month accumulated pass-through of about 21% for European economies and 38% for emerging ones between 1980 and 1998. HAUSSMAN, PANIZZA and STEIN (1999) also encountered different pass-through values among the analyzed countries. For instance, the USA, the UK and Japan have an average 12-month accumulated pass-through of 3%; Germany, Canada

and Norway, 7%; Switzerland, Greece, Israel and Korea, 16%; Australia and Peru, 21%, and Mexico, Paraguay and Poland, over 50%, among others.

Results are also in line with BELAISCH (2003) who estimated a 6% pass-through to IPCA and 34% to IPA in a three-month period through a VAR model with monthly data for the 1999:07 to 2002:12 period. However, the IGP result is quite distinct, with the author finding a quarterly pass-through of around 27%. As we mentioned in the IGP-DI analysis, that is the value we found for the 1994:III to 1998:4 period. The drop in 1999:I is due to the inclusion of the dummy d_2 . Without d_2 , the model would not identify the change, but the coefficient would be statistically equal to zero, leading us to reject that result. A reason for the difference may be a methodological issue. Belaisch calculates the pass-through coefficient as the reason between accumulated inflation after the exchange rate shock and accumulated pass-through, variations obtained by a cumulative impulse-response function. However, the author has a quite small sample to a VAR model.

MUINHOS (2001) uses a sample with quarterly data from 1980 to 2000, different estimations of the Phillips curve, with and without an expectation term and with linear and non-linear specifications (the latter of which contains cross-terms), also including a short sample relating to the period after 1995. The results of the linear specification point towards a pass-through coefficient of 0.10 in the small sample if the expectation term is not included, and of 0.09 if this term is included. In the non-linear specification, the pass-through coefficients are 0.24 without the expectation term, 0.12 with the term, and 0.55 for the whole sample. However, the results do not indicate changes in the exchange rate pass-through after 1995 in the whole sample, or in both samples, after 1999. When the authors show the behavior of pass-through coefficients after 1998 for the small sample, there is a break in this coefficient after the floating exchange rate regime was adopted. The average coefficient for 1998 is, in this case, higher than 0.5 while it is of about 0.1 after 1999, a result that is in line with the ones presented in this paper. Nevertheless, such change is not identified in the whole sample (1980 to 2000) when the coefficient for 1998 is also around 0.1.

7. Final Remarks

Some conclusions may be drawn in light of what was discussed in this paper. The first conclusion is that the model developed from a pricing-to-market approach is able to indicate changes that occurred in the exchange rate coefficient throughout the study period. Furthermore, amongst the tested formulations, non-linear models and time-variant coefficients are more suitable than OLS coefficients with time-invariant parameters, even when the sample is divided. The results obtained by MUIINHOS (2001) who, as other previously mentioned authors, observed a decrease in the exchange rate pass-through after 1999 only when using the small sample, lend further support to the Kalman Filter to the detriment of time-invariant models, when such a long and complex period is analyzed.

In comparison with the results found by GOLDFAJN and WERLANG (2000) and by HAUSSMAN, PANIZZA and STEIN (1999), the data presented herein show that the pass-through from the exchange rate to prices in Brazil is not only smaller after the adoption of the floating exchange rate system in 1999, but also quite similar to the ones observed in stronger economies. Our paper shows that the macroeconomic environment affects the way consumer prices will respond to exchange rate movements, as supposed by literature (see GOLDFAJN and WERLANG, 2000) being possible to identify three different patterns in the pass-through coefficient to the IPCA and IGP-DI: the first one is characterized by a high inflation period, the second one concerns the period of low inflation and pegged exchange rates, and the third one refers to the period of stable prices and floating exchange rates. The presence of the dummy variable d_2 also suggests that the type of exchange rate regime observed by the agents – more than the one officially announced – also affects the response of prices to exchange rate movements.

References

- AMITRANO, A.; de GRAUWE, P.; TULLIO, G. (1997)** Why has inflation remained so low after the long exchange rate depreciations of 1992?, Journal of common market studies, vol. 35, n.3, September
- ANDERSEN, T. M. (1997)** Exchange rate volatility, nominal rigidities and persistent deviations from PPP, Journal of the Japanese and International Economies, 11, pp. 584-609
- ARAUJO, C.H.V.; FILHO, G.B.S. (2002)** Mudanças de regime no câmbio brasileiro, Central Bank of Brazil, working paper no. 41, June
- BELAISCH, Agnes (2003)** Exchange rate pass-through in Brazil, IMF working papers, n. 141, July
- BURSTEIN, A., EINCENBAUM, M., REBELO, S. (2002)** Why are rates of inflation so low after large devaluations?, NBER, working paper no. 8748, february
- BETTS, C.; DEVEREAUX, M. B. (2000)**, Exchange rate dynamics in a model of pricing-to-market, Journal of Monetary Economics, 50, pp. 215-244
- BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A.A.; WERLANG, S.R.C., (2000)** Implementing inflation targeting in Brazil, Banco Central do Brasil, working paper no. 1, July
- BORENSZTEIN, E.; de GREGORIO, J. (1999)** Devaluation and inflation after currency crisis, mimeo, February
- CALVO, G; REINHART, C. (2000)** Fixing for your life, NBER, working paper no. 8006, November
- CARNEIRO, D.; MONTEIRO, A.M.D., WU, T.Y.H. (2002)** Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o IPCA, PUC-RIO, working paper no. 462, August
- CATI, R. C.; GARCIA, M G P; PERRON, P. (1999)**. Unit Roots in the Presence of Abrupt Governmental Interventions with an Application to Brazilian Data, Journal of Applied Econometrics, Vol. 14 (1) pp. 27-56.
- DIXIT, A. (1989)** Hysteresis, import penetration, and exchange rate pass-through, The Quarterly Journal of Economics, CIV, pp. 205-228, May
- DORNBUSCH, R. (1976)** Expectations and exchange rate dynamics, Journal of Economic Literature, v. 84, n.6, pp.1161-76, December

- EICHENGREEN, B. (2002)** Can emerging markets float the way they float? Should they inflation target?, Central Bank of Brazil, working paper no. 36, February
- FEENSTRA, R.C.; KENDAL, J.D. (1997)** Pass-through of exchange rates and purchasing power parity, Journal of International Economics, 43, pp. 237 – 261
- FIGUEIREDO, F.M.R.; FERREIRA, T.P. (2002)** Os preços administrados e a inflação no Brasil, Central Bank of Brazil, working paper, Brasília, no. 59, December
- FIORENCIO, A.; MOREIRA, A.R.B. (1999)** Latent indexation and exchange rate pass-through IPEA, Rio de Janeiro: working paper no. 650, July
- FISHER, ERIC (1989)** A model of exchange rate pass-through, Journal of International Economics, 26, pp. 119-137
- FRANKEL, J. A. (1978)** Purchasing Power Parity: doctrinal perspective and evidence from the 1920s, Journal of International Economy, 8 (2), pp. 169-91, May
- GOLDBERG, P. K.; KNETTER, M. M.; (1996)** Goods prices and exchange rates: what have we learned? NBER, working paper no. 5862, December
- GOLDFAJN, I.; WERLANG, S.R.C. (2000)** The pass-through from depreciation to inflation: a panel study, Banco Central do Brasil, working paper no. 5, September
- HAUSSMANN, R.; PANIZZA, U.; STEIN, E. (1999)** Why do countries float the way they float?, Inter-American Development Bank (BIRD), working paper no. 418
- KIMBROUGH, K.P., (1983)**, Price, output and exchange rate movements in the open economy, Journal of Monetary Economics, 11, pp. 25 - 44
- KLAASSEN, F. (1999)** Purchasing Power Parity: Evidence from a new test, Tilburg University, CentER and Department of Economics, January
- KLEIN, M. W. (1990)** Macroeconomics aspects of exchange rate pass-through, Journal of international money and finance, 9, pp. 376 – 387
- KRUGMAN, P. (1986)** Pricing to market when the exchange rate changes, NBER, working paper no. 1926, May
- KRUGMAN, P. (1988)**; Exchange Rate Instability, Cambridge, MA: The MIT press

- LEIDERMAN, L., BAR-OR, H. (2000)**, H. Monetary policy rules and transmission mechanisms under inflation targeting in Israel, Banco Central de Chile, documentos de trabajo, n. 71, May
- LOSCHIAVO, G.V.; IGLESIAS, C.V. (2002)** Mecanismos de transmisión de la política monetario-cambiaría a precios, Banco Central del Uruguay, Decimaséptimas Jornadas Anuales de Economía; 26, July
- MINELLA, A.; FREITAS, Paulo S.; GOLDFAJN, Ilan; MUINHOS, M.K. (2003)**, Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges, Banco Central do Brasil, working paper no. 53, November
- MUINHOS, Marcelo K. (2001)** Inflation Targeting in an open financially integrated emerging economy: the case of Brazil, Banco Central do Brasil, working paper no. 26, August
- MUINHOS, Marcelo K.; ALVES, Sérgio A. L. (2003)** Medium-size macroeconomic model for the Brazilian economy, Banco Central do Brasil, working paper no. 64, February
- OBSTFELD, M; ROGOFF, K. (2000)** The six major puzzles in international macroeconomics: is there a common cause?, NBER, working paper no. 7777, July
- PARSLEY D. (1995)** Anticipated future shocks and exchange rate pass-through in the presence of reputation, International Review of Economics and Finance, 4(2): 99-103
- ROGOFF, K. (1996)** The purchasing power parity puzzle, Journal of Economic Literature, 34, pp. 647 - 68, June
- ROMER, D. (1993)** Openness and inflation: theory and evidence, The Quarterly Journal of Economics, CVIII, pp. 869-903, November
- ROMER, D. (1998)**, A New Assessment of Openness and Inflation: Reply, The Quarterly Journal of Economics, n. 113, pp. 649-652, May
- SMITH, C. E. (1999)** Exchange rate variation, commodity price variation and the implications for international trade, Journal of International Money and Finance, 18, pp. 471– 491
- TAYLOR, J. B. (2000)** Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms, European Economic Review, 44, pp.1389 – 1408

TERRA, C.T. (1998) Openness and inflation: a new assessment, The Quarterly Journal of Economics, n. 113, pp. 641-648, May

VIANE, J.M.; de VRIES, C. G. (1992) International trade and exchange rate volatility, European Economic Review, 36, pp. 1311 - 1321

APPENDIX I – Linear Results

A.I.1 – Linear models – complete sample (tables)

Table A.1 - IPCA

Coefficient	Estimate	Standard Error	t-statistics	p-value
μ	0.0508	0.0286	1.7784	0.0789
α_1	0.8398	0.0684	12.2763	0.0000
α_2	2.1079	0.7436	2.8349	0.0057
α_3	-0.3304	0.1884	-1.7534	0.0831
α_4	-0.0007	0.0037	-0.1965	0.8447
R^2		0.6433	Mean dependent var	0.2891
R^2 adjusted		0.6265	S.D. dependent var	0.3205
S.E. of regression		3.2603	AIC	-0.3690
LM test (1 st order)		0.0065†	SIC	-0.2301
ARCH-LM test (1 st order)		17.6433*	F-statistic	38.3271
Ramsey-Reset test (2 nd order)		2.9960*	Prob(F-statistic)	0.0000

* significant at 5%; † for higher orders the presence of residual autocorrelation was also rejected

Table A.2 – IGP-DI

Coefficient	Estimate	Standard Error	t-statistics	p-value
μ	0.0644	0.0290	2.2220	0.0289
α_1	0.8083	0.0695	11.6346	0.0000
α_2	1.9492	0.7552	2.5812	0.0116
α_3	-0.1666	0.1914	-0.8703	0.3866
α_4	0.0008	0.0038	0.1975	0.8439
R^2		0.6152	Mean dependent var	0.2955
R^2 adjusted		0.5971	S.D. dependent var	0.3134
S.E. of regression		0.1989	AIC	-0.3380
LM test (1 st order)		2.5224**	SIC	-0.1991
ARCH-LM test (1 st order)		0.5579†	F-statistic	33.9716
Ramsey-Reset test (1 st order)		3.4552*	Prob(F-statistic)	0.0000

* significant at 5%; ** significant at 10%; † for higher orders the presence of residual autocorrelation was also rejected

Table A.3 – IPA

Coefficient	Estimate	Standard Error	t-statistics	p-value
μ	0.0636	0.0292	2.1778	0.0322
α_1	0.8119	0.0699	11.6112	0.0000
α_2	1.9018	0.7600	2.5024	0.0143
α_3	-0.1830	0.1926	-0.9504	0.3446
α_4	0.0008	0.0038	0.2105	0.8338
R^2		0.6145	Mean dependent var	0.2955
R^2 adjusted		0.5964	S.D. dependent var	0.3151
S.E. of regression		0.2002	AIC	-0.3252
LM test (2 st order)		3.2633*	SIC	-0.1863
ARCH-LM test (2 nd order)		5.6300*	F-statistic	33.8757
Ramsey-Reset test (1 st order)		3.5620*	Prob(F-statistic)	0.0000

* significant at 5%

A.I.2 – Alternative linear models (tables)

Table A.4 – IPCA

Coefficient	Pre-Real	Post-Real	Model with dummy variables
μ	0.1415* (0.0516)	0.0173* (0.0032)	0.0554 (0.0269)**
α_1	0.7262* (0.1077)	0.0568 (0.0355)	0.8888 (0.0655)*
α_{14}	-	-	-0.5680* (0.1669)
α_{15}	-	-	-0.8551** (0.3792)
α_2	2.4121* (0.9129)	0.4505* (0.1683)	2.17881* (0.0022)
α_3	-0.1325 (0.2798)	-0.0125 (0.0265)	-0.1591 (0.1824)
α_4	-0.0012 (0.0054)	0.0005 (0.0005)	-0.0008 (0.0035)
R^2	0.4888	0.2304	0.7006
R^2 adjusted	0.4471	0.1164	0.6789
S.E. of regression	2.3945	0.0147	0.1816
LM test (1 st order)	0.0879†	13.5814*	0.7835†
ARCH-LM test (1 st order)	7.8165*	6.5385*	23.0965*
Ramsey-Reset test (1 st order)	2.9151*** ^(a)	0.2304**	

*significant at 1%; **significant at 5%; ***significant at 10%; (a) test in second order; † for higher orders, residual autocorrelation was also rejected

Table A.5 – IGP-DI

Coefficient	Pre-Real	Post-Real	Model with dummy variables
μ	0.1808* (0.0526)	0.0222* (0.0042)	0.0707* (0.0282)
α_1	0.6341* (0.1097)	0.0876** (0.04551)	0.8428 (0.0686)*
α_{14}	-	-	-0.4192* (0.1748)
α_{15}	-	-	-0.8658** (0.3971)
α_2	2.2269* (0.9301)	0.0186 (0.21571)	1.9876 (0.7234)
α_3	0.0843 (0.2851)	0.0351 (0.0340)	-0.0184 (0.0394)
α_4	0.0006 (0.0055)	0.0010 (0.006)	-0.0003 (0.0008)
R ²	0.4210	0.2655	0.6564
R ² adjusted	0.3737	0.1567	0.6316
S.E. of regression	0.2252	0.0189	0.1902
LM test (1 st order)	4.2357 ^(a) **	0.3868†	1.3723**
ARCH-LM test (1 st order)	0.0830†	0.6568†	1.4793**
Ramsey-Reset test (1 st order)	2.3705 ^(a) ***	3.6850** ^(a)	0.6564

*significant at 1%; **significant at 5%; ***significant at 10%; (a) test in second order; † for higher orders, residual autocorrelation was also rejected

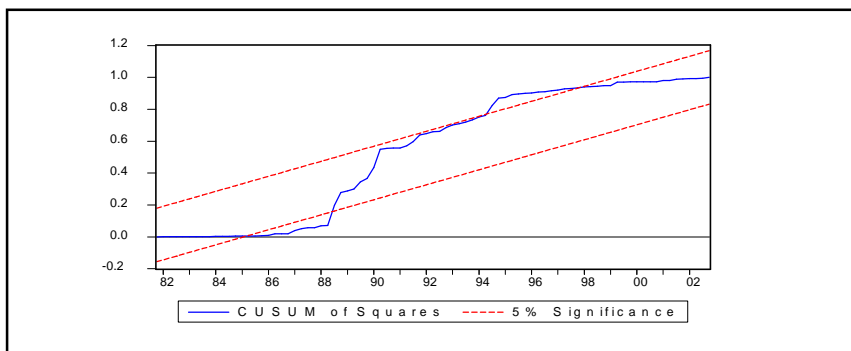
Table A.6– IPA-DI

Coefficient	Pre-Real	Post-Real	Model with dummy variables
μ	0.1721* (0.0536)	0.0252* (0.0055)	0.0688* (0.0284)
α_1	0.6562* (0.1112)	0.1023*** (0.0617)	0.8483* (0.0692)
α_{14}	-	-	-0.4344* (0.1764)
α_{15}	-	-	-0.7943** (0.4007)
α_2	2.2346* (0.9468)	-0.3548 (0.2924)	1.9477* (0.7299)
α_3	0.0242 (0.2902)	0.0599 (0.0461)	-0.0342 (0.1928)
α_4	0.0006 (0.0056)	0.0011 (0.0009)	0.0007 (0.0037)
R ²	0.4256	0.324	0.6541
R ² adjusted	0.3787	0.2239	0.6291
S.E. of regression	0.2293	0.0256	0.1919
LM test (1 st order)	3.9428** ^(a)	0.0117†	2.4383†
ARCH-LM test (1 st order)	4.6245** ^(a)	3.4787*** ^(a)	4.4998**
Ramsey-Reset test (1 st order)	2.8311***	6.4948** ^(a)	

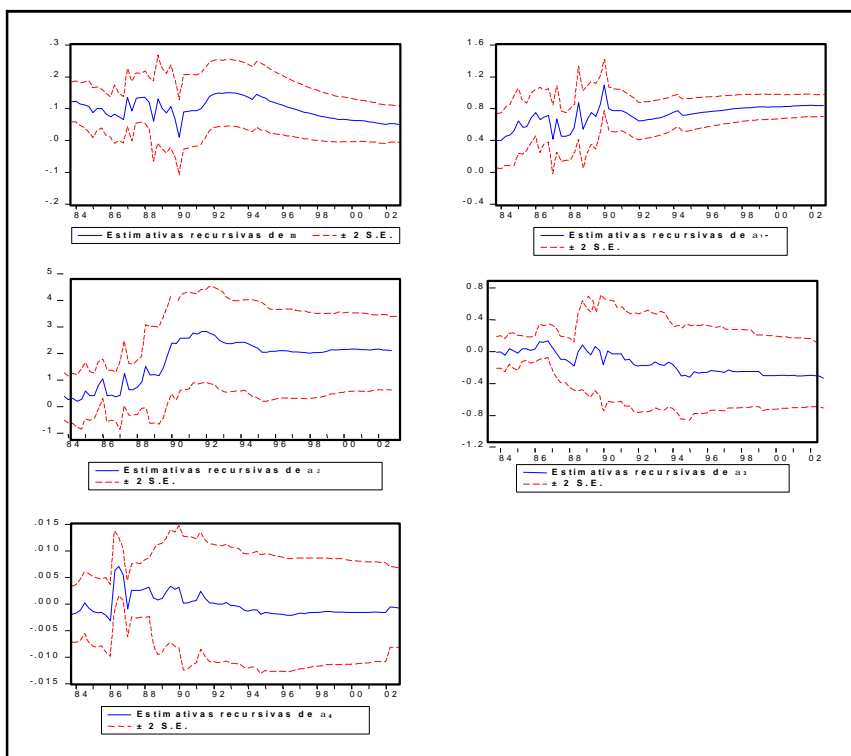
*significant at 1%; **significant at 5%; ***significant at 10%; (a) test in second order; † for higher orders, residual autocorrelation was also rejected

A.I.3 – Linear models (graphs)

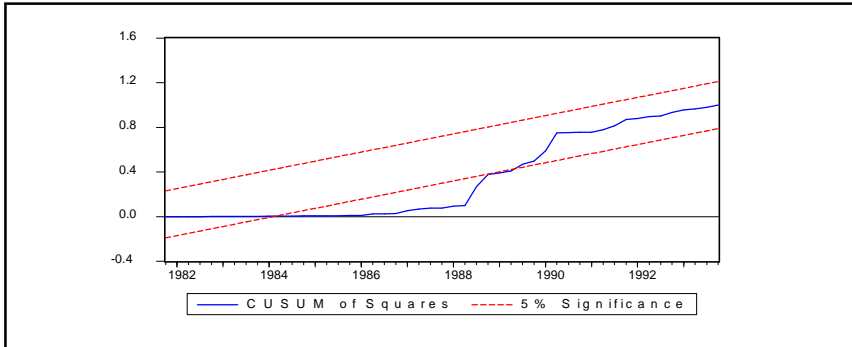
Graph A.1– IPCA – CUSUM of Squares test (complete period)



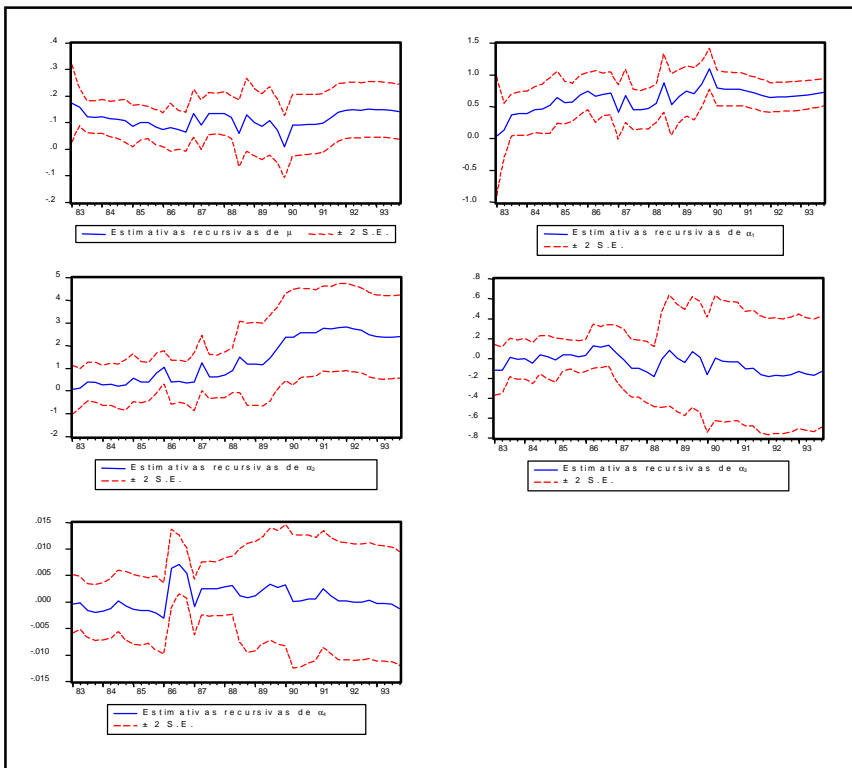
Graph A.2 – IPCA – Recursive Coefficients (complete period)

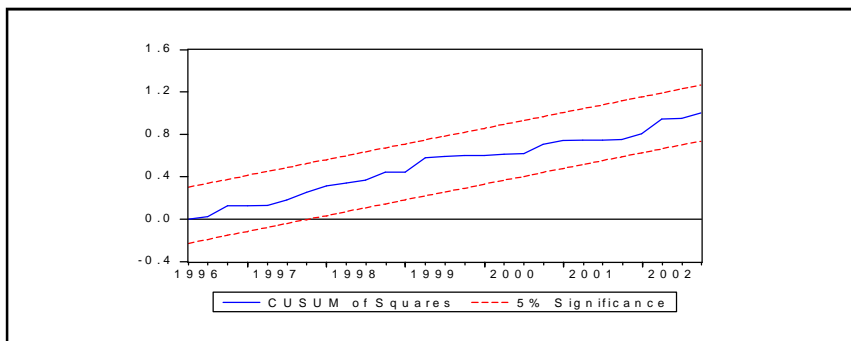
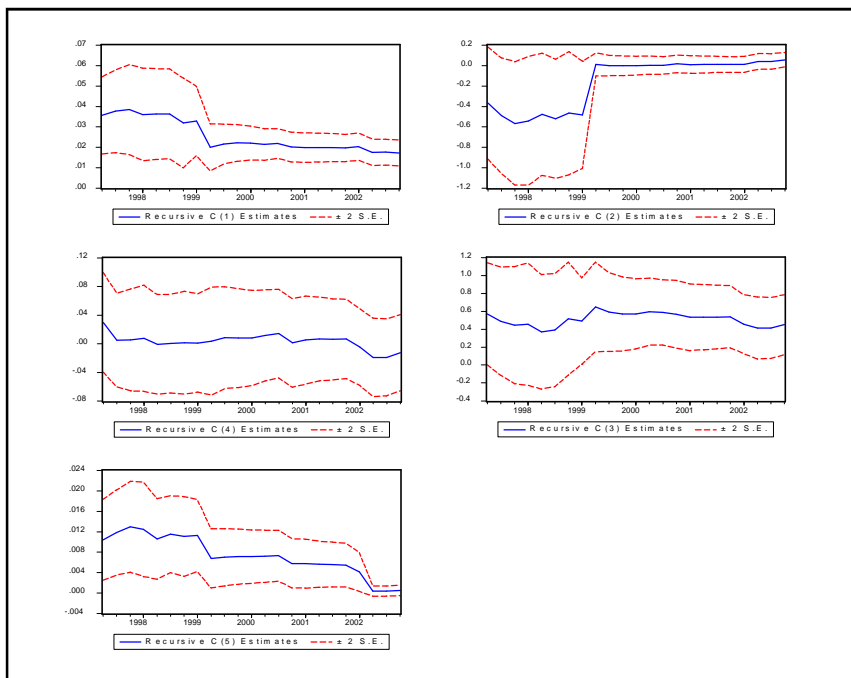


Graph A.3 – IPCA – CUSUM of Squares test (pre-Real period)

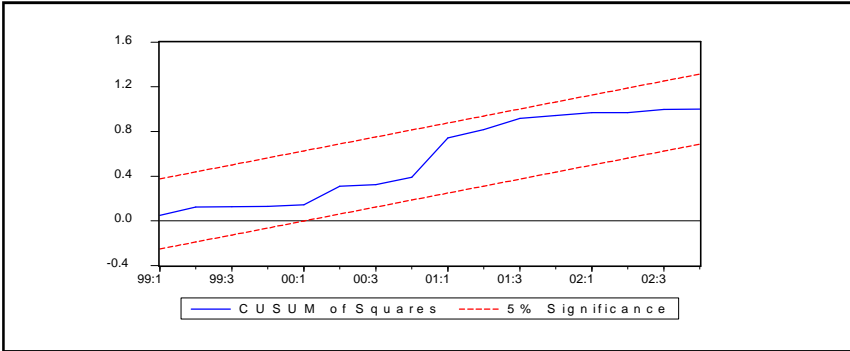


Graph A.4 – IPCA - Recursive Coefficients (pre-Real period)

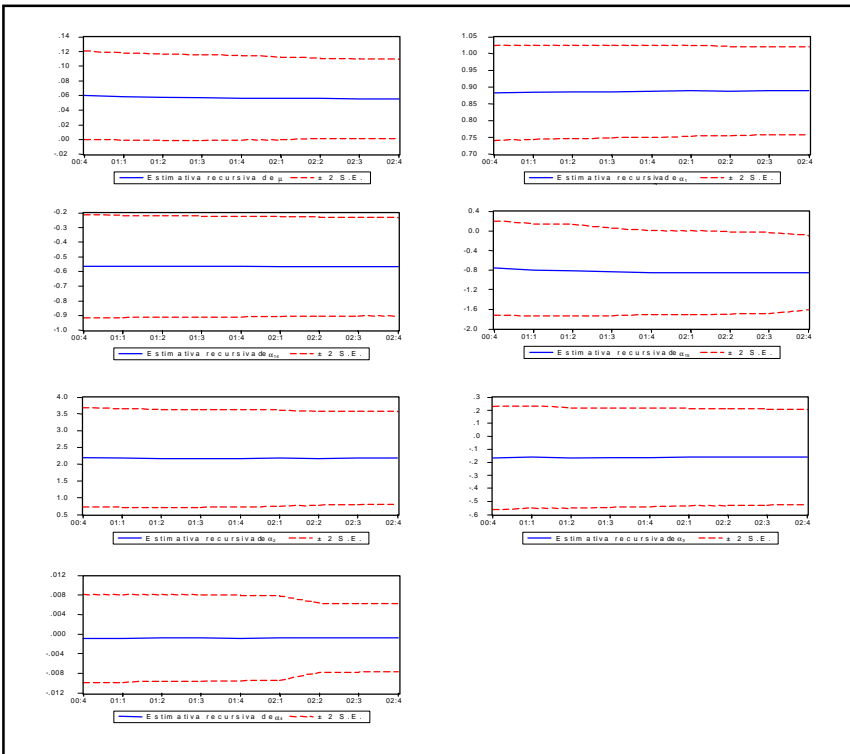


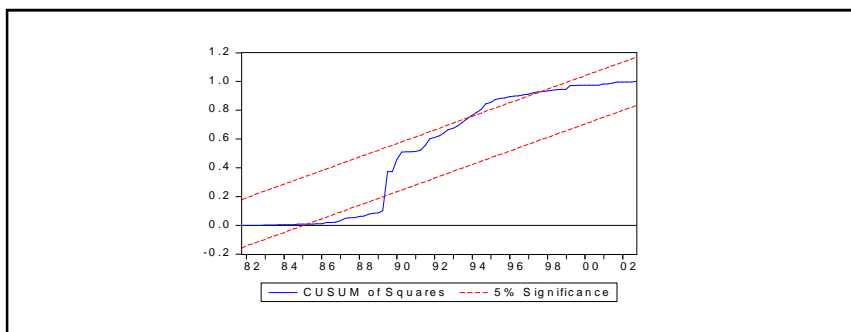
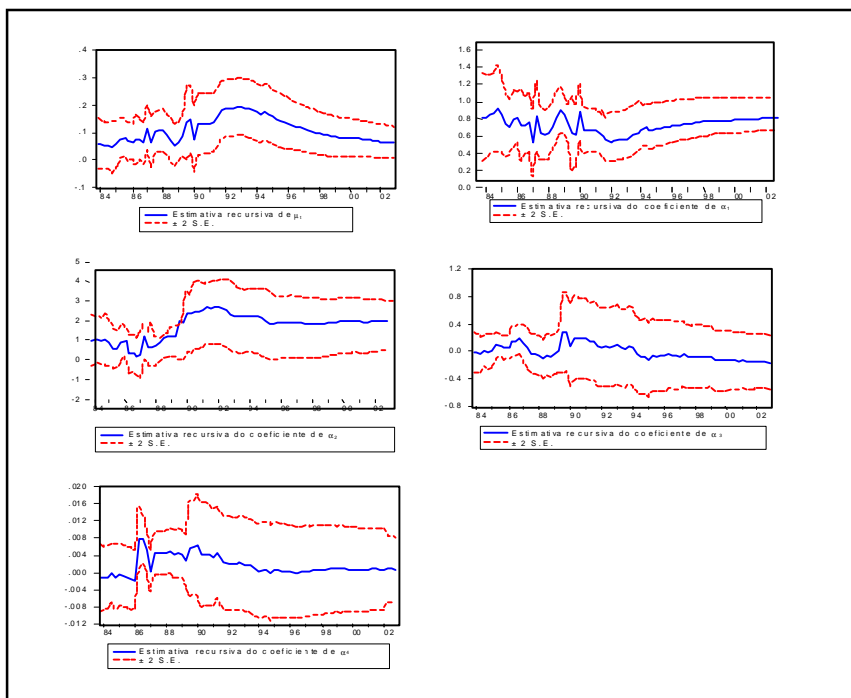
Graph A.5 – IPCA - CUSUM of Squares Test (post-Real period)**Graph A.6 – IPCA - Recursive Coefficients (post-Real period)**

Graph A.7 – IPCA - CUSUM of Squares Test - model with dummy variables

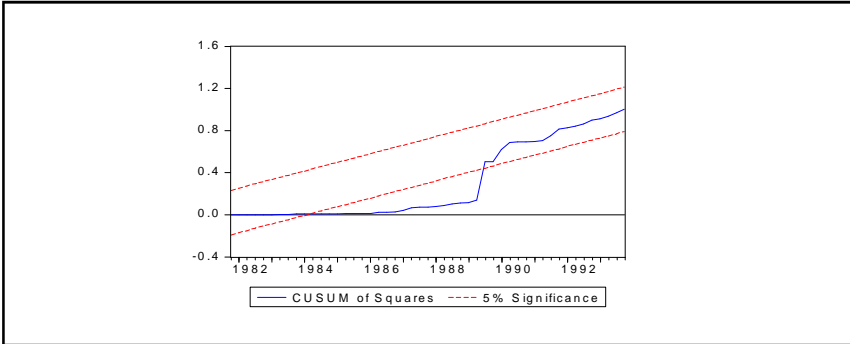


Graph A.8 – IPCA - Recursive Coefficients - model with dummy variables

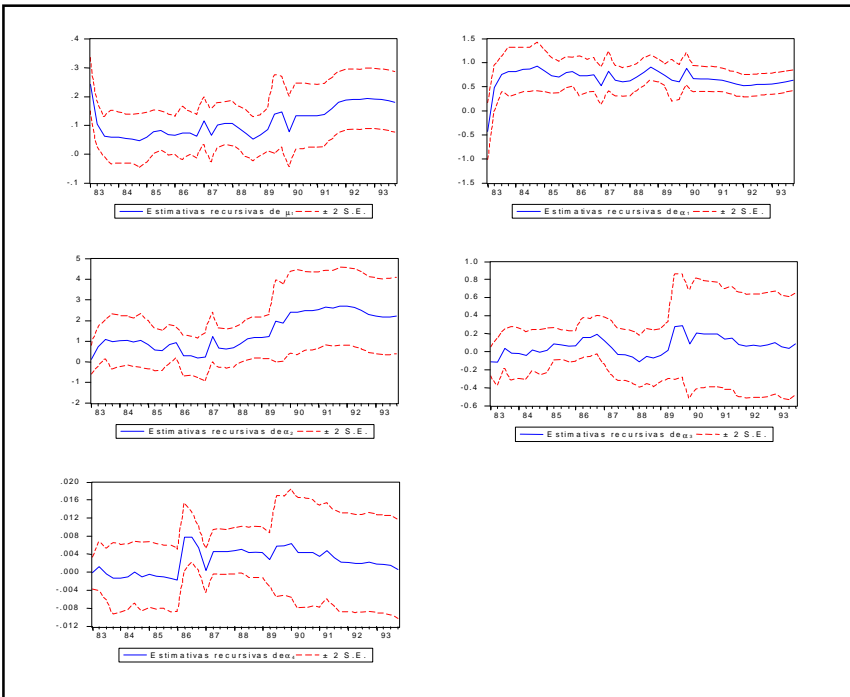


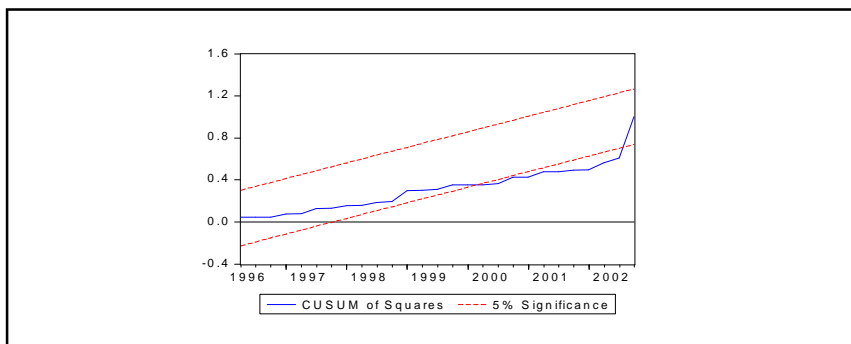
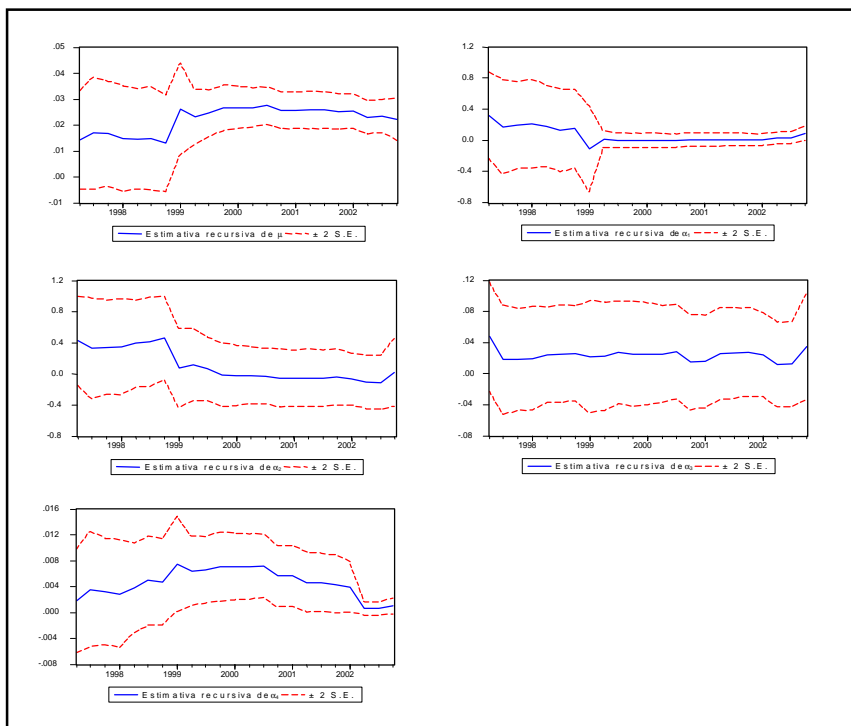
Graph A.9 – IGP - CUSUM of Squares test (complete period)**Graph A.10 – IGP - Recursive Coefficients (complete period)**

Graph A.11 – IGP - CUSUM of Squares test (pre-Real period)

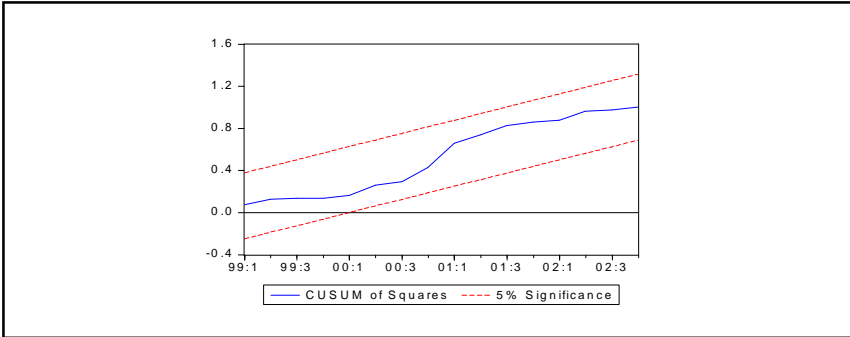


Graph A.12 – IGP - Recursive Coefficients (pre-Real period)

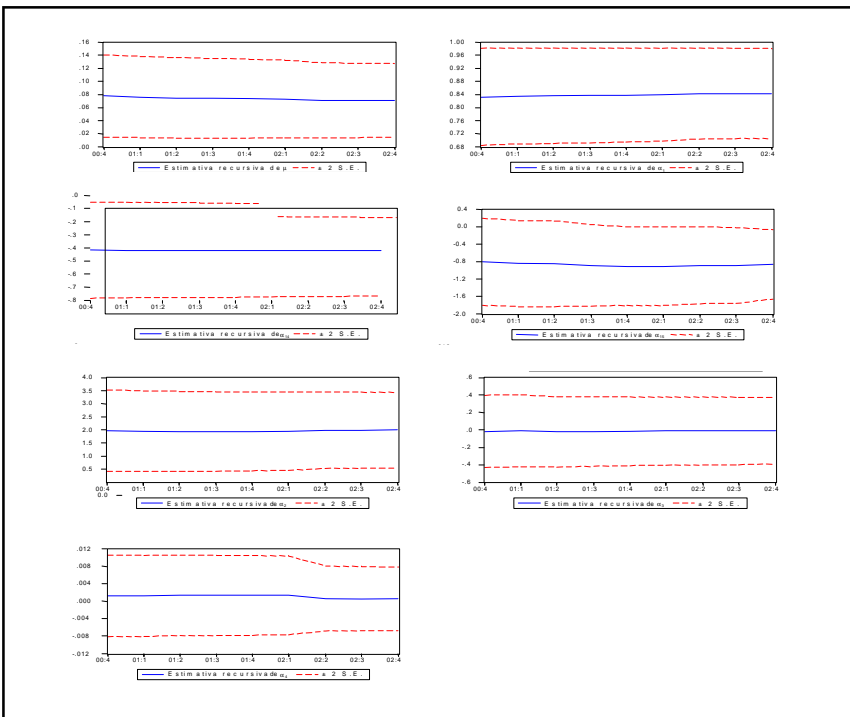


Graph A.13 – IGP - CUSUM of Squares Test (post-Real period)**Graph A.14 – IGP Recursive Coefficients (post-Real period)**

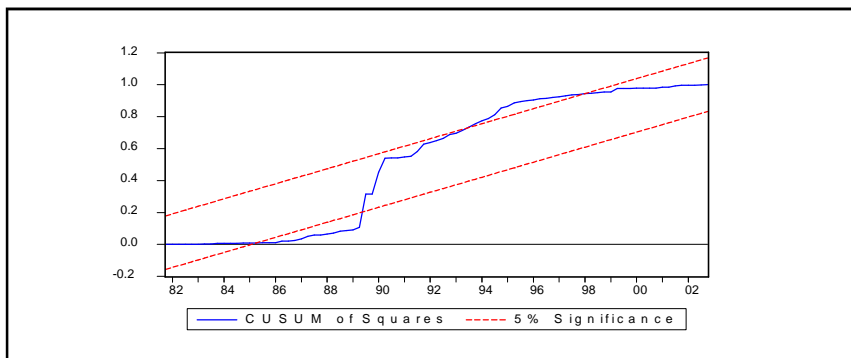
Graph A.15 – IGP - CUSUM of SquaresTest - model with dummy variables



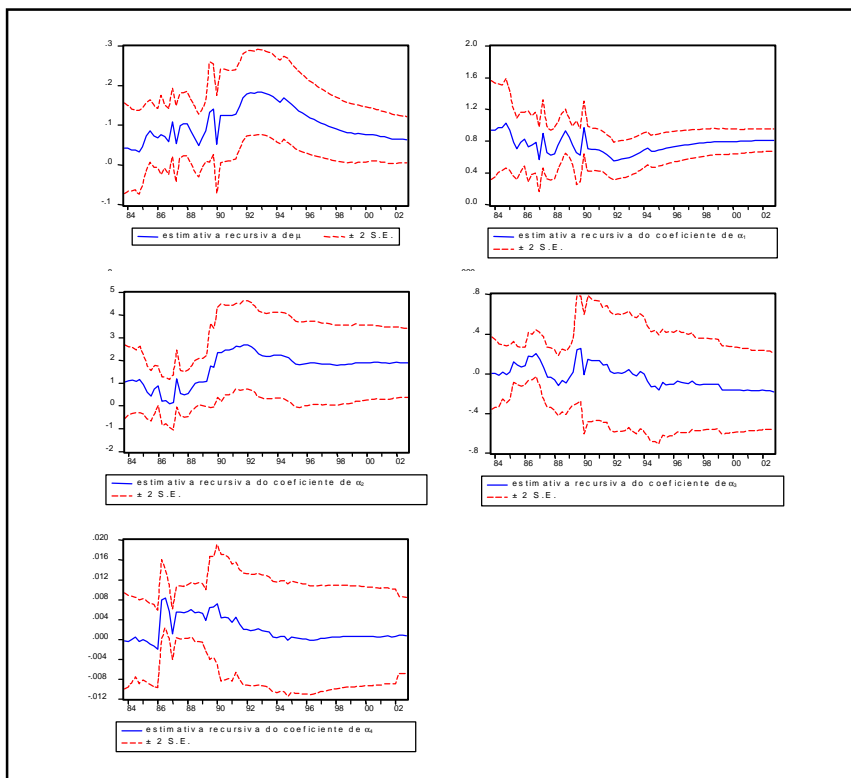
Graph A.16 – IGP - Recursive Coefficients - model with dummy variables



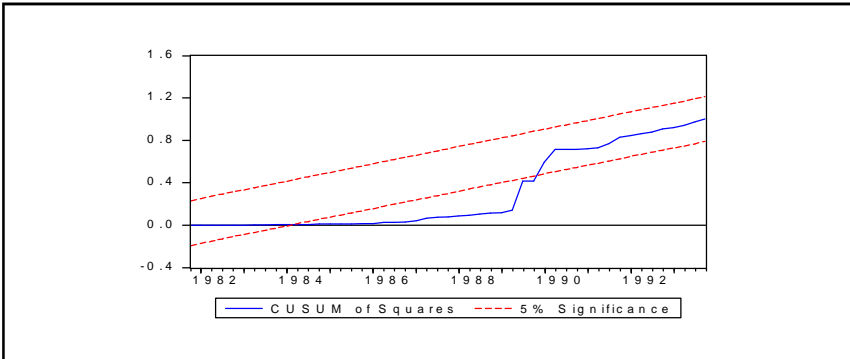
Graph A.17 – IPA - CUSUM of Squares test (complete period)



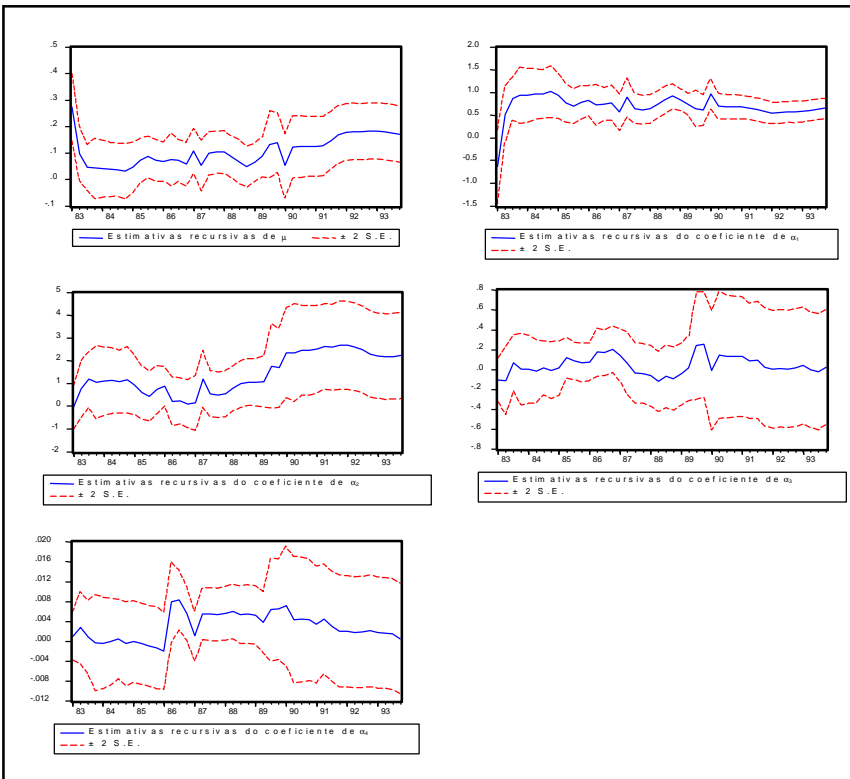
Graph A.18 – IPA - Recursive Coefficients (complete period)



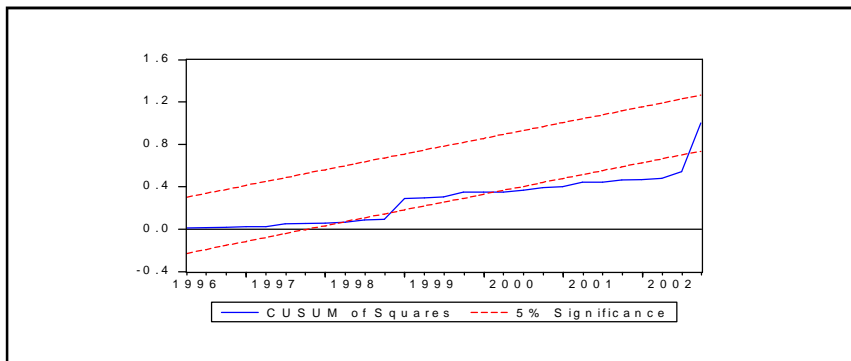
Graph A.19 – IPA - CUSUM of Squares test (pre-Real Period)



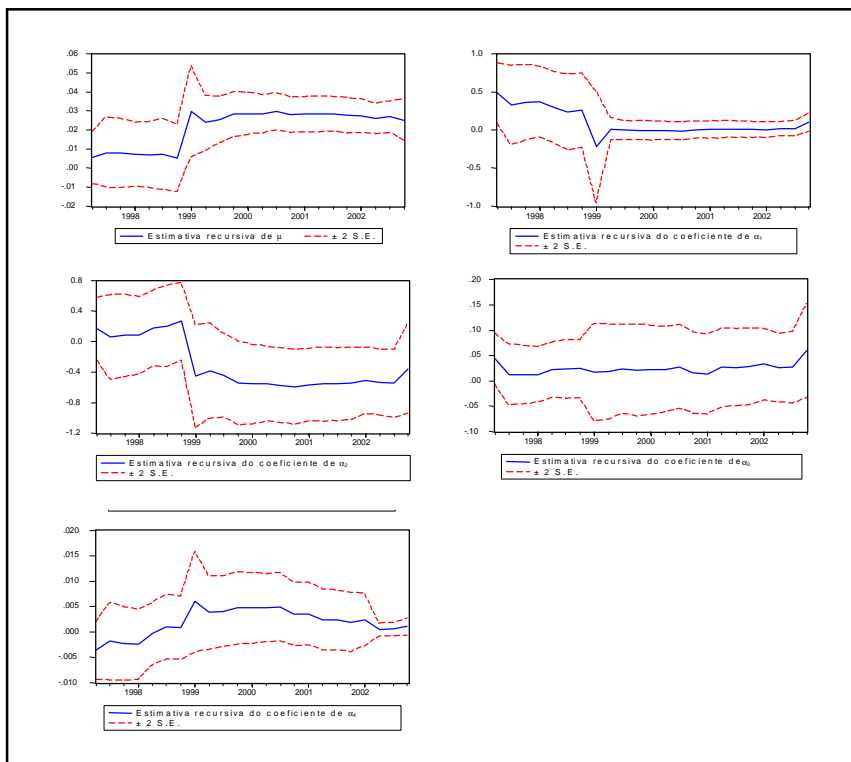
Graph A.20 – IPA - Recursive Coefficients (pre-Real period)



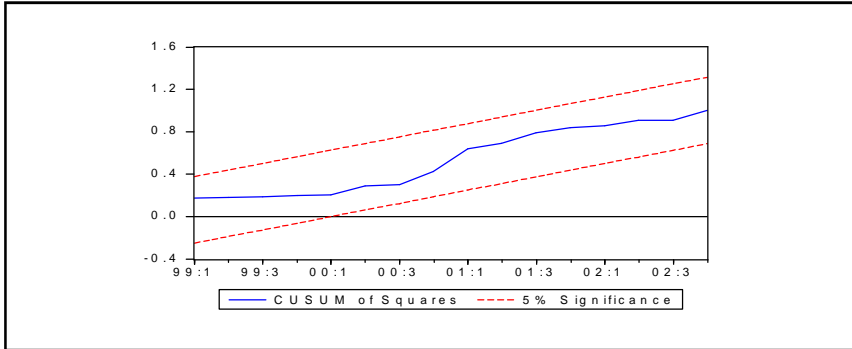
Graph A.21 – IPA - CUSUM of Squares Test (post-Real period)



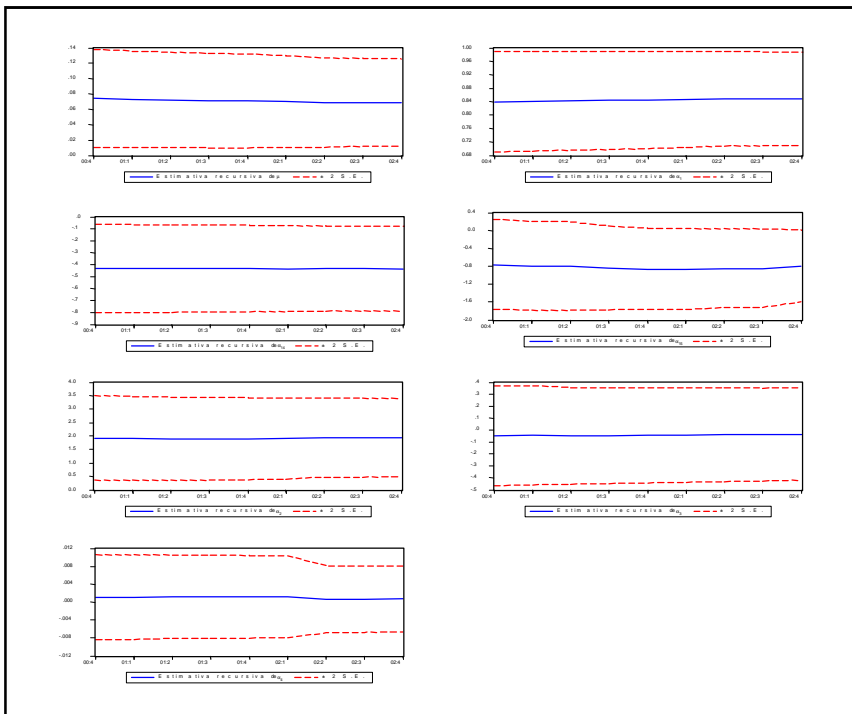
Graph A.22 - IPA –Recursive Coefficients (post-Real period)



Graph A.23 – IPA - CUSUM of Squares Test - model with dummy variables



Graph A.24 – IPA - Recursive Coefficients - model with dummy variables



APPENDIX II – Filtered coefficients– values and means

A.II.1 – Filtered coefficients of $a_{1,t}$ – IPCA

DATE	Coefficient Filtered Estimate	DATE	Coefficient Filtered Estimate	DATE	Coefficient Filtered Estimate
1980-1	0.0000	1987-4	0.3051	1995-3	0.5409
1980-2	0.4582	1988-1	0.7671	1995-4	0.4747
1980-3	0.4620	1988-2	0.4572	1996-1	0.4550
1980-4	0.5130	1988-3	1.4162	1996-2	0.4481
1981-1	0.3686	1988-4	-0.4444	1996-3	0.4612
1981-2	0.4391	1989-1	0.6641	1996-4	0.4225
1981-3	0.5050	1989-2	0.7343	1997-1	0.4624
1981-4	0.5096	1989-3	0.8732	1997-2	0.4543
1982-1	0.6443	1989-4	0.6297	1997-3	0.4541
1982-2	0.4166	1990-1	1.0293	1997-4	0.4454
1982-3	0.3926	1990-2	0.1772	1998-1	0.4643
1982-4	0.3397	1990-3	0.1075	1998-2	0.4717
1983-1	0.6340	1990-4	0.2846	1998-3	0.4367
1983-2	0.4925	1991-1	0.4021	1998-4	0.4646
1983-3	0.5250	1991-2	0.1042	1999-1	0.0819
1983-4	0.5661	1991-3	0.4583	1999-2	0.0197
1984-1	0.5688	1991-4	0.4620	1999-3	0.0378
1984-2	0.5024	1992-1	0.1729	1999-4	0.0218
1984-3	0.5192	1992-2	0.3231	2000-1	0.0034
1984-4	0.5487	1992-3	0.3244	2000-2	0.1217
1985-1	0.4631	1992-4	0.5412	2000-3	0.0393
1985-2	0.2699	1993-1	0.5287	2000-4	0.0208
1985-3	0.4645	1993-2	0.4926	2001-1	-0.0557
1985-4	0.5364	1993-3	0.5694	2001-2	0.0342
1986-1	0.4541	1993-4	0.6168	2001-3	0.0422
1986-2	-0.1555	1994-1	0.6633	2001-4	0.0649
1986-3	0.3079	1994-2	0.6673	2002-1	0.0301
1986-4	0.4595	1994-3	0.0581	2002-2	-0.0423
1987-1	0.6253	1994-4	-0.2927	2002-3	-0.0421
1987-2	0.7878	1995-1	0.5671	2002-4	0.0570
1987-3	0.0552	1995-2	0.4270		
Period		Mean			
1980:1 / 1994:2		0.4876			
1994:3 / 1998:4		0.4213			
1999:1 / 2002:4		0.0346			

A.II.2 – Filtered coefficients of $a_{1,t}$ – IGP

DATE	Coefficient Filtered Estimate	DATE	Coefficient Filtered Estimate	DATE	Coefficient Filtered Estimate
1980-1	0.0000	1987-4	0.2429	1995-3	0.3683
1980-2	0.3245	1988-1	0.5097	1995-4	0.3553
1980-3	0.3221	1988-2	0.4317	1996-1	0.2972
1980-4	0.3336	1988-3	0.6012	1996-2	0.3174
1981-1	0.2432	1988-4	0.5513	1996-3	0.3206
1981-2	0.2933	1989-1	0.3359	1996-4	0.3108
1981-3	0.3307	1989-2	0.0694	1997-1	0.3082
1981-4	0.4270	1989-3	1.3132	1997-2	0.3228
1982-1	0.4174	1989-4	-0.4109	1997-3	0.3058
1982-2	0.3100	1990-1	0.5020	1997-4	0.3279
1982-3	0.2353	1990-2	-0.0620	1998-1	0.3114
1982-4	0.2520	1990-3	-0.1438	1998-2	0.3298
1983-1	0.4193	1990-4	-0.1819	1998-3	0.3057
1983-2	0.5477	1991-1	0.0956	1998-4	0.3273
1983-3	0.4818	1991-2	0.1157	1999-1	0.3591
1983-4	0.5161	1991-3	0.3245	1999-2	-0.0370
1984-1	0.2967	1991-4	0.3221	1999-3	0.0658
1984-2	0.3107	1992-1	0.0712	1999-4	0.0754
1984-3	0.3191	1992-2	0.2772	2000-1	0.0256
1984-4	0.4376	1992-3	0.3870	2000-2	0.0929
1985-1	0.2023	1992-4	0.4595	2000-3	0.0525
1985-2	0.2105	1993-1	0.3525	2000-4	0.0456
1985-3	0.3234	1993-2	0.4620	2001-1	0.0115
1985-4	0.3559	1993-3	0.5155	2001-2	0.0584
1986-1	0.2405	1993-4	0.5212	2001-3	0.0347
1986-2	-0.1499	1994-1	0.5229	2001-4	0.0732
1986-3	0.2249	1994-2	0.5412	2002-1	0.0538
1986-4	0.3225	1994-3	0.0797	2002-2	0.0758
1987-1	0.4050	1994-4	-0.5037	2002-3	0.0447
1987-2	0.8969	1995-1	0.4877	2002-4	0.0996
1987-3	0.1352	1995-2	0.3094		
Period		Mean			
1980:1 / 1994:2		0.3283			
1994:3 / 1998:4		0.2712			
1999:1 / 2002:4		0.0707			

A.II.3 – Filtered Coefficients of α_{1t} – IPA

DATE	Coefficient Filtered Estimate	DATE	Coefficient Filtered Estimate	DATE	Coefficient Filtered Estimate
1980-1	0.3103	1987-4	0.2402	1995-3	0.3570
1980-2	0.3103	1988-1	0.4901	1995-4	0.3371
1980-3	0.2946	1988-2	0.5054	1996-1	0.2913
1980-4	0.3143	1988-3	0.5800	1996-2	0.3065
1981-1	0.2220	1988-4	0.5522	1996-3	0.3126
1981-2	0.2692	1989-1	0.3087	1996-4	0.2987
1981-3	0.2928	1989-2	0.0689	1997-1	0.3011
1981-4	0.4113	1989-3	1.1884	1997-2	0.3077
1982-1	0.4011	1989-4	-0.2888	1997-3	0.2941
1982-2	0.3045	1990-1	0.7681	1997-4	0.3160
1982-3	0.2409	1990-2	-0.0687	1998-1	0.3010
1982-4	0.2338	1990-3	-0.1301	1998-2	0.3152
1983-1	0.4241	1990-4	-0.1434	1998-3	0.2947
1983-2	0.5415	1991-1	0.0904	1998-4	0.3127
1983-3	0.5179	1991-2	0.1603	1999-1	0.3622
1983-4	0.5236	1991-3	0.3089	1999-2	-0.0139
1984-1	0.2677	1991-4	0.3103	1999-3	0.3118
1984-2	0.2967	1992-1	0.0640	1999-4	0.2908
1984-3	0.3062	1992-2	0.2674	2000-1	0.2885
1984-4	0.4381	1992-3	0.3770	2000-2	0.3177
1985-1	0.2166	1992-4	0.4557	2000-3	0.3064
1985-2	0.1815	1993-1	0.3381	2000-4	0.3006
1985-3	0.2967	1993-2	0.4803	2001-1	0.2639
1985-4	0.3619	1993-3	0.5244	2001-2	0.3220
1986-1	0.2951	1993-4	0.5268	2001-3	0.2230
1986-2	-0.1649	1994-1	0.5301	2001-4	0.3049
1986-3	0.2025	1994-2	0.5259	2002-1	0.3097
1986-4	0.3101	1994-3	0.0836	2002-2	0.3234
1987-1	0.3913	1994-4	-0.3537	2002-3	0.3015
1987-2	1.0162	1995-1	0.4427	2002-4	0.3003
1987-3	0.1382	1995-2	0.2940		
Period		Average			
1980:1 / 1994:2		0.3310			
1994:3 / 1998:1		0.2674			
1999:1 / 2002:4		0.3050			

REGLA MONETARIA OPTIMA PARA UNA ECONOMÍA PEQUEÑA, ABIERTA Y DOLARIZADA¹

DIEGO ABOAL²
FERNANDO LORENZO²

Resumen

Este trabajo incursiona en un área aún no explorada de la política monetaria en Uruguay: la discusión de la política (la regla) monetaria óptima en un contexto de flotación cambiaria. Con este fin, se ha procedido, en primer lugar, a “calibrar” un modelo para una economía pequeña, abierta y dolarizada. En segundo lugar, se analizó el desempeño de la economía bajo diferentes reglas monetarias, considerando distintos parámetros de aversión a las fluctuaciones del producto y la inflación y teniendo en cuenta la frontera de varianzas asociada. Finalmente, se han comparado estas varianzas con las que surgirían de una regla simple, al estilo “regla de Taylor”, y de una meta de tipo de cambio o devaluación. Los resultados indican que la optimalidad de las reglas monetarias, y las varianzas del producto e inflación asociadas a ellas, depende de los parámetros de la función de pérdida. En especial, y al igual que lo que se ha observado en otros trabajos a nivel internacional, el establecimiento de un peso relativamente alto al objetivo de inflación (estabilidad de precios) implica no sólo una mayor varianza del

1 Esta investigación fue realizada gracias al apoyo de la Comisión Sectorial de Investigación Científica (CSIC) de la Universidad de la República (Uruguay). Agradecemos a Paul Soderlind por poner a disposición su programa de optimización dinámica (en código Matlab), a Guillermo Tolosa y a Gregory Givens por orientarnos en la búsqueda de las rutinas informáticas, a Lars Svensson por su amable respuesta a nuestras inquietudes y por enviarnos sus programas (en código Gauss) y a Gerardo Licandro por sus comentarios. Un agradecimiento especial a Ana Laura Badagián por ayudarnos a realizar modificaciones a las rutinas originales para que este se ajustaran a nuestras necesidades. Todos los errores y limitaciones que permanezcan son de nuestra entera responsabilidad.

2 Universidad de la República y Centro de Investigaciones Económicas (CINVE-Uruguay). Contacto con los autores: d.o.aboal@lse.ac.uk, florenzo@cinve.org.uy.

producto sino, también, mayores niveles de variabilidad de la inflación. El *trade-off* comienza recién cuando el objetivo de estabilización del producto pondera 15 veces más que el de inflación. Por otra parte, los resultados del estudio realizado indican que las varianzas asociadas a objetivos de evaluación son considerablemente mayores que las que se obtienen en el marco de una política de objetivo de inflación. Una política del tipo “regla de Taylor” genera mayor varianza que una meta de inflación apoyada sobre una regla *forward looking* que incluya a todas las variables del sistema, pero exhibe menores niveles de variabilidad que la que surge de una meta tipo de cambio.

Palabras clave: macroeconomía de economías abiertas y dolarizadas, política monetaria, reglas monetarias óptimas, simulación.

Códigos JEL: F41, E52, C61.

“Para un país que elige no fijar permanentemente su tipo de cambio a través de una caja de conversión o una moneda común o algún tipo de dolarización, la única alternativa de política monetaria que puede funcionar bien en el largo plazo es una que esté basada en la trinidad: (1) tipo de cambio flexible, (2) objetivo inflación y (3) una regla monetaria.” (Taylor, 2001. Traducción propia.).

I. Introducción

En Uruguay se está procesando un intenso debate sobre las ventajas e inconvenientes de distintos regímenes monetarios-cambiaros, y muy especialmente sobre la capacidad o flexibilidad de éstos para absorber o atenuar los *shocks* que provienen del exterior (desde la región y del resto del mundo) a un «costo razonable». El tema es relevante ya que supone comprender el dilema al que está expuesta una economía pequeña, abierta, dolarizada y sujeta a importantes *shocks* externos como la uruguaya, cuando decide adoptar un sistema monetario y cambiario más o menos rígido.

La evaluación del menú de regímenes monetarios y cambiarios disponibles y la determinación de una regla monetaria óptima requiere analizar cuatro aspectos fundamentales: *i*) la construcción de un modelo macroeconómico simplificado y apropiado para una economía pequeña, abierta y dolarizada y la identificación de los principales *shocks* a los que está expuesta; *ii*) la realización de estimaciones que permitan parametrizar el modelo y cuantificar la reacción del producto y la inflación ante dichos *shocks*, o en su defecto, la calibración del modelo a partir de estimaciones disponibles en otros documentos; *iii*) la evaluación de la capacidad de la política económica para enfrentar o suavizar los *shocks* bajo distintos regímenes monetarios y cambiarios; *iv*) la definición de una función de pérdida que permita cuantificar los efectos negativos derivados de la variabilidad del producto y la inflación.

No existen antecedentes de trabajos de este tipo en Uruguay, por lo cual, más que cerrar el tema en esta investigación se pretende hacer una primera contribución. El estudio realizado permite evaluar de manera rigurosa cuál es la regla monetaria óptima para Uruguay, aunque conviene tener en cuenta que el modelo utilizado y la calibración de sus parámetros condicionan los resultados obtenidos.

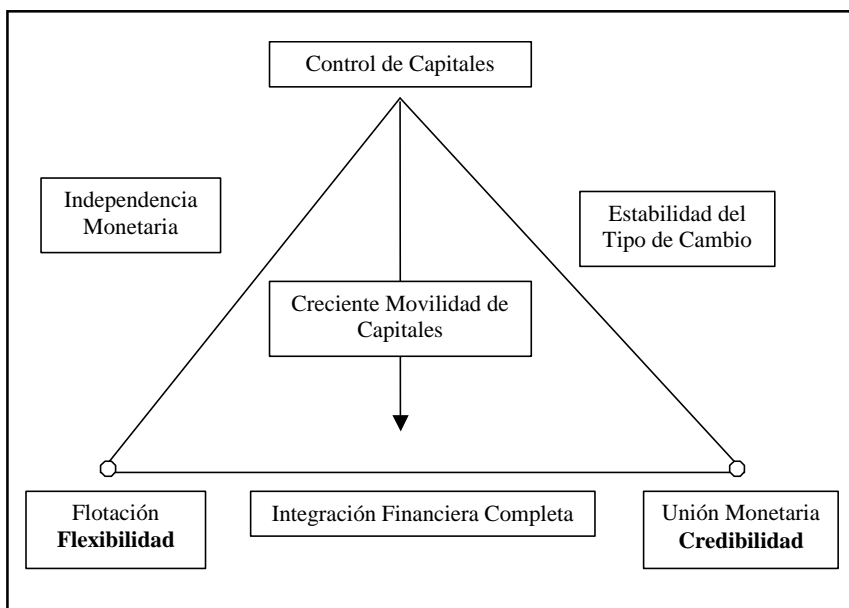
En síntesis, esta investigación busca evaluar las ventajas y desventajas de distintas reglas monetarias para una economía con las características de la uruguayana. De esta forma, se pretende hacer un aporte para la comprensión del dilema al que está expuesta una economía cuando se elige un régimen que tiene una posición determinada en el eje flexibilidad-credibilidad de las políticas adoptadas.

II. Flexibilidad *Versus* Credibilidad

II.1 La “Trinidad” Imposible

La discusión de las ventajas y desventajas de distintos regímenes monetarios tradicionalmente se ha conducido en el eje flexibilidad-credibilidad. El Diagrama 1 propuesto por Frankel (1999) ilustra acerca del tipo de dilema al que se ve enfrentada la autoridad monetaria al momento de plantear sus objetivos y diseñar opciones de política. Los lados del triángulo muestran objetivos que en principio pueden ser deseables. El problema es que la “trinidad”, representada por el cumplimiento simultáneo de los tres objetivos, es imposible. Si se pretende lograr independencia monetaria plena y estabilidad absoluta del tipo de cambio, se debe implementar un control estricto sobre los movimientos de capitales. Si por el contrario, se aspira a asegurar la absoluta estabilidad del tipo de cambio y la integración financiera total, se debe optar por una unión monetaria o por la dolarización.

Es importante notar, que aún si se parte de una situación de plena integración financiera es posible elegir una posición intermedia entre la flotación limpia y la dolarización. En ese caso, el dilema se planteará en términos de cuánto se está dispuesto a perder de flexibilidad para obtener mayor credibilidad. A pesar de que esta afirmación parece obvia, tanto las discusiones realizadas en distintos ámbitos públicos (aún en académicos), como la experiencia internacional reciente en materia de regímenes monetarios y cambiarios, no parecen reflejarlo. En todo caso, puede afirmarse que las preferencias de los agentes responsables del diseño y ejecución de las políticas macroeconómicas se han modificado de tal forma que las soluciones de “esquina” parecen imponerse por la vía de los hechos.

Diagrama 1. La trinidad imposible

Fuente: Frankel (1999).

Una vez que se ha aceptado que el dilema está fundamentalmente en el eje credibilidad *versus* flexibilidad aún quedan dos preguntas por responder. A saber: *i*) ¿cuáles son las consecuencias de estar más cerca de un vértice que del otro en una economía pequeña, abierta y dolarizada?; *ii*) ¿cuál es el régimen que podría lograr la máxima utilidad para la sociedad o minimizar una función de pérdida del gobierno (que debería reflejar las preferencias de los ciudadanos). En el correr del trabajo se propone una primera respuesta a estas interrogantes.

A continuación, se esbozan los dos aspectos fundamentales de este problema. El primero está relacionado a las pérdidas que sufre la sociedad cuando se produce un desplazamiento a lo largo del eje flexibilidad-credibilidad. El segundo, que será desarrollado en la sección siguiente, tiene que ver con la definición de la regla óptima.

A partir de los trabajos pioneros de Kydland y Prescott (1977) y Barro y Gordon (1983) ha quedado claro que la consecuencia de la extrema flexibilidad en el manejo de los instrumentos de política económica lleva a la pérdida de credibilidad que afecta directamente al objetivo de

estabilización. Esto se debe a que el gobierno tiene objetivos que pueden ser contrapuestos y que sólo pueden ser logrados a través del incumplimiento de los anuncios en materia de inflación. Esto puede verse fácilmente a través de un modelo muy sencillo, inspirado en el modelo propuesto de Barro y Gordon (1983):

$$L = a(\mathbf{p} - \mathbf{p}^*)^2 - (y - y^*)^2 \quad (1)$$

$$y = y_n + (\mathbf{p} - \mathbf{p}^e) + \mathbf{e} \quad (2)$$

La ecuación (1) muestra la función de pérdida del gobierno (L), la que depende del desvío de la inflación (\mathbf{p}) con respecto a la inflación objetivo (\mathbf{p}^*) y del desvío de la tasa de crecimiento del producto (y) con respecto a la tasa objetivo (y^*). Se supone que esta última se encuentra por encima de la tasa de crecimiento potencial de la economía (y_n). El parámetro a representa la ponderación relativa del objetivo de inflación.

La ecuación (2) puede ser interpretada como una curva de oferta del tipo propuesto por Lucas, donde \mathbf{p}^e es la expectativa de inflación de los agentes, la que se forma racionalmente, y \mathbf{e} es un *shock* aleatorio que tiene una distribución con media nula y varianza \mathbf{s}^2 .

Se supone, además, que se cumple la paridad de poderes de compra, por lo cual hablar de inflación es equivalente a hablar de devaluación. Finalmente, se considera que el gobierno puede controlar directamente la inflación. Obviamente esto no es así, pero es un supuesto conveniente para simplificar el modelo y que no altera las conclusiones.

El modelo se utiliza para analizar un juego secuencial en dos períodos. Las fases del juego pueden describirse de la siguiente manera: i) los agentes forman sus expectativas, ii) se observa el *shock* y iii) el gobierno determina su política (elige una tasa de inflación). Si el gobierno actúa en forma discrecional, situación de máxima flexibilidad en la política económica, minimizará la función de pérdida (1) en \mathbf{p} sujeto a (2) y teniendo en cuenta que las expectativas de inflación están dadas (una constante a los efectos del problema de optimización considerada). Como los agentes privados conocen estos incentivos, resolverán este problema al formar sus expectativas.

La condición de primer orden del problema es:

$$p = p^* + \frac{1}{a} [(y^* - y_n) + (p^e - p) - e] \quad (3)$$

Los agentes racionales formarán sus expectativas a partir de (3), por lo tanto, la inflación esperada será:

$$p^e = p^* + \frac{1}{a} (y^* - y_n) \quad (4)$$

Resolviendo (3) y (4) se tiene que la inflación elegida por el gobierno será:

$$p = p^* + \frac{1}{a} (y^* - y_n) - \frac{e}{1+a} \quad (5)$$

El término $(1/a)(y^* - y_n)$, es conocido como el “sesgo inflacionario” de la política discrecional. Este término surge del deseo del gobierno de incrementar la tasa de crecimiento de la economía por encima de la potencial (no necesariamente la óptima) y es el que justifica la adopción de reglas que permitan hacer creíble un anuncio de p^* , y de esta forma reducir la inflación. Por su parte, el término $e/(1+a)$, es el componente de estabilización de la política y es el que justifica cierto grado de flexibilidad.

Nótese que la tasa de crecimiento del producto será, a partir de (2), (4) y (5):

$$y = y_n + e - \frac{e}{1+a} \quad (6)$$

A partir de los resultados anteriores y del cálculo de la varianza de la inflación y de la tasa de crecimiento del producto, puede apreciarse cuál es la disyuntiva que enfrenta el gobierno a la hora de elegir el grado de flexibilidad óptimo de la política.

$$V(y) = \left(\frac{a}{1+a} \right)^2 s^2; \quad V(p) = \left(\frac{1}{1+a} \right)^2 s^2 \quad (7)$$

Una solución extrema al problema de credibilidad, sería tener un banco central independiente con un presidente infinitamente conservador ($a \rightarrow \infty$). Con esto, la inflación sería idéntica a la anunciada p^* (y el sesgo inflacionario sería cero), o si se prefiere la devaluación sería idéntica a la anunciada, la que eventualmente podría ser nula. Se estaría en un sistema

similar al de tipo de cambio fijo, donde los principales beneficios son la reducción de la tasa de inflación (la media) y la minimización de su varianza. Sin embargo, esta rigidez extrema tiene un costo, se maximiza la varianza de la tasa de crecimiento del producto (véase, ecuación (7)).

Por lo tanto, en la medida en que se valore, aún mínimamente, la estabilidad del producto, no se deseará un régimen cambiario absolutamente rígido. Esto es precisamente lo que concluye Rogoff (1985) en su artículo seminal sobre el grado óptimo de “conservadurismo” del presidente del banco central.

Si se acepta que lo general es que se valore tanto la estabilidad del producto como de los precios, debería preocupar la elección del régimen monetario o la regla monetaria, dentro del menú disponible, minimizando la pérdida de bienestar social.

III. El Modelo

III.1 La economía

El modelo que se presenta a continuación sigue en lo fundamental al propuesto por Svensson (1998)³, pero, a diferencia de aquél, incorpora como determinante del riesgo país al producto del resto del mundo y al producto en dólares del país, siguiendo a Céspedes *et al.* (2000) y a Morón y Winkelried (2003). De esta forma, se da cuenta de la vulnerabilidad financiera (ante las devaluaciones) de un país con alta dolarización de sus activos y pasivos.

i. Curva de oferta o Phillips

La curva de oferta agregada o curva de Phillips se puede representar como:

$$p_{t+2} = a_p p_{t+1} + (1 - a_p) p_{t+3/t} + a_y [y_{t+2/t} + b_y (y_{t+1} - y_{t+1/t})] + a_q q_{t+2/t} + e_{t+2}. \quad (8)$$

³ Los fundamentos microeconómicos de las ecuaciones de comportamiento se encuentran en Svensson (1998).

Donde para cualquier variable x , $x_{t+\tau|t}$ denota la expectativa racional de la variable en $t+\tau$ con información hasta el período t . p_t es la inflación doméstica (de los bienes producidos en lo interno) en el período t , la que se expresa como la diferencia en logaritmos con respecto a una media (u objetivo). La variable y_t es la brecha de producto (*output gap*), definida como

$$y_t = y_t^d - y_t^n, \quad (9)$$

donde y^d y y^n denotan la demanda agregada (PIB) y el nivel natural o potencial de producto, respectivamente. Se supone que este último sigue un proceso estocástico AR(1) estacionario y que se puede expresar como:

$$y_{t+1}^n = g_y^n y_t^n + h_{t+1}^n, \quad (10)$$

donde $-1 < g_y^n < 1$, y h_t^n es un ruido blanco y se lo puede interpretar como un *shock* de productividad. La variable q_t es el logaritmo del tipo de cambio real y se define como

$$q_t = s_t + p_t^* - p_t, \quad (11)$$

donde p_t y p_t^* son el logaritmo de los precios internos y externos respectivamente (medidos como el desvío con respecto a las tendencias apropiadas en cada caso), s_t es el tipo de cambio nominal (medido como desvío con respecto a una tendencia). El término e_{t+2} es un ruido blanco que representa los *shocks* sobre la inflación (típicamente perturbaciones de costos). Los coeficientes a_p , b_y , a_y , a_q son constantes positivas; los dos primeros son, además, menores que uno.

La ecuación (8) muestra que la inflación actual depende de la inflación pasada y de las expectativas de inflación futura, de la brecha de producto y del tipo de cambio real esperado, el que a su vez muestra cuáles son los costos esperados de los insumos intermedios (o de las compensaciones salariales si éstas están vinculadas a éste).

Por su parte la inflación en el IPC se puede expresar como

$$p_t^c = (1-w)p_t + wp_t^f = p_t + w(q_t - q_{t-1}), \quad (12)$$

donde p_t^f es la inflación proveniente del exterior (de los bienes importados), y que cumple

$$p_t^f = p_t^f - p_{t-1}^f = p_t^* + s_t - s_{t-1} = p_t + q_t - q_{t-1}, \quad (13)$$

donde $p_t^f = p_t^* + s_t$ y $p_t^* = p_t^* - p_{t-1}^*$.

ii. Demanda agregada

La demanda agregada se puede expresar como:

$$y_{t+1} = b_y y_t - b_r r_{t+1/t} + b_{y^*} y_{t+1/t}^* + b_q q_{t+1/t} - (g_y^n - b_y) y_t^n + h_{t+1}^d - h_{t+1}^n, \quad (14)$$

donde y_t^* es la brecha de producto del resto del mundo, r_t puede ser interpretada como la tasa de interés real de un bono cupón cero.⁴ Todos los coeficientes son no negativos y además $b_y < 1$; h_t^d es un *shock* ruido blanco.

La tasa de interés real doméstica se define como

$$r_t = i_t - p_{t+1/t}, \quad (15)$$

donde i_t es la tasa de interés nominal, que representa el instrumento de la política del banco central.

La demanda agregada depende entonces del producto rezagado, de las tasas de interés real esperadas, del producto esperado del resto del mundo, del tipo de cambio real esperado, del producto potencial y de un *shock* de demanda.

El tipo de cambio cumple la siguiente condición de paridad:

4 En sentido estricto Svensson (1998) la define como $r_t = \sum_{t=0}^{\infty} r_{t+t/t}$, a su vez

$r_t^T = \frac{1}{T} \sum_{t=0}^{\infty} r_{t+t/t}$, donde r_t^T es la tasa de interés real de un bono cupón cero con período de madurez T.

$$i_t - i_t^* = s_{t+1/t} - s_t + \mathbf{j}_t, \tag{16}$$

donde i_t^* es la tasa de interés nominal externa y \mathbf{j}_t es un premio por riesgo. Teniendo en cuenta la ecuación (11), la expresión anterior puede expresarse como

$$q_{t+1/t} = q_t + i_t - \mathbf{p}_{t+1/t} - i_t^* + \mathbf{p}_{t+1/t}^* - \mathbf{j}_t. \tag{17}$$

iii. Variables externas

Se supone que las variables externas siguen un proceso estocástico AR(1) estacionario, a excepción de la tasa de interés, variable que sigue una “regla de Taylor”,

$$y_{t+1}^* = \mathbf{g}_{y^*} y_t^* + \mathbf{e}_{t+1}^* \tag{18}$$

$$\mathbf{p}_{t+1}^* = \mathbf{g}_{p^*} \mathbf{p}_t^* + \mathbf{h}_{t+1}^* \tag{19}$$

$$i_t^* = f_{p^*} \mathbf{p}_t^* + f_{y^*} y_t^* + \mathbf{x}_{it}^*, \tag{20}$$

donde \mathbf{g}_{y^*} , \mathbf{g}_{p^*} , f_{p^*} y f_{y^*} son parámetros y \mathbf{e}_{t+1}^* , \mathbf{h}_{t+1}^* y \mathbf{x}_{it}^* son perturbaciones aleatorias ruido blanco.

iv. Premio por riesgo

La prima por riesgo se puede expresar como

$$\mathbf{j}_{t+1} - \mathbf{j}_t = -\mathbf{y}_1 x_t - \mathbf{y}_2 (y_t - q_t) + \mathbf{x}_{j_{t+1}} \tag{21}$$

donde x_t son las exportaciones y $(y_t - q_t)$ es una medida del producto en dólares o en términos de bienes externos. Los parámetros \mathbf{y}_j ($j = 1,2$), en el caso de una economía vulnerable, son positivos y el término de error es un proceso ruido blanco.

Suponiendo que las exportaciones dependen fundamentalmente del producto del resto del mundo, la ecuación (21) se puede expresar de la siguiente manera:

$$\mathbf{j}_{t+1} = \mathbf{j}_t - \mathbf{y}_{y^*} y_t^* - \mathbf{y}_{y-q} (y_t - q_t) + \mathbf{x}_{j_{t+1}} \quad (22)$$

Hasta ahora sólo se habían utilizado los supuestos que hacen que este modelo sea apropiado para una economía pequeña y abierta. En la ecuación (22) se introduce el efecto de la devaluación sobre el riesgo país y, por tanto, también sobre la tasa de interés y sobre la demanda agregada, lo que caracteriza a las economías dolarizadas o vulnerables.

La noción tradicional de libro de texto es que las devaluaciones, en la medida en que los precios de los productos nacionales se fijan en moneda doméstica y los precios de los bienes importados en moneda externa, tendrán un efecto positivo sobre la demanda al incrementar el saldo de la balanza comercial y, por ende, serán efectivas para contrarrestar *shocks* negativos que afecten a la economía. También, los modelos de la nueva macroeconomía de economías abiertas asignan un papel “aislante” al tipo de cambio.⁵

En esencia, ésta es la visión de Milton Friedman relativo a la elección del régimen cambiario óptimo. Si la economía presenta rigideces nominales, es más rápido y menos costoso ajustar el tipo de cambio nominal, ante un *shock* externo que requiere un aumento del tipo de cambio real, es decir una modificación de los precios relativos, que esperar a que los excesos de demanda en los mercados de bienes y trabajo, con su consecuente caída del producto y el empleo, comiencen a presionar sobre los salarios y precios. Este ha sido el argumento utilizado en Uruguay por aquéllos que reclamaban la devaluación del peso uruguayo luego del *shock* negativo sobre las exportaciones, consecuencia de la macrodevaluación de Brasil en enero de 1999.

Un contra argumento que se podría esgrimir para rebatir esta visión es que en economías como la uruguaya, donde las deudas están denominadas en dólares y los ingresos de muchas empresas y del gobierno dependen de la moneda local, los cambios repentinos en los precios relativos amenazan la estabilidad financiera y deterioran los balances de estos agentes, con lo cual la prima por riesgo que exigen los inversores en el país se incrementa como consecuencia del ajuste de precios relativos que induce

⁵ Obstfeld y Rogoff (2000) analizan los efectos de la política cambiaria en un modelo neo-keynesiano con fundamentos microeconómicos.

la devaluación. Desde esta perspectiva, estos efectos negativos pueden ser mayores que los efectos positivos que provienen del aumento del tipo de cambio real, con lo cual las devaluaciones pueden ser recesivas, en lugar de expansivas.

Sin embargo, tal como surge de modelos como el de Céspedes *et al.*(2000), aún teniendo en cuenta los efectos sobre el riesgo país, no es claro que un régimen de tipo de cambio fijo sea preferible a uno flexible. Esto tiene que ver con algunos argumentos que serán desarrollados a continuación.

En primer lugar, un *shock* externo negativo causa una importante depreciación bajo un régimen de tipo de cambio flexible, pero no es menos cierto que también causa una devaluación esperada muy importante bajo un régimen de tipo de cambio fijo. Esto hace que la tasa de interés real bajo tipo de cambio fijo sea mayor que bajo un régimen de flotación, con el consecuente efecto negativo sobre la inversión y el producto.

En segundo lugar, bajo tipo de cambio fijo y con rigideces salariales, la única forma en que la economía puede ajustarse es a través de deflación, lo que temporariamente causa un aumento del salario real, y por lo tanto, una reducción del empleo y del producto.

En tercer lugar, si bien es cierto que la depreciación o devaluación luego de un *shock* negativo genera una reducción de la riqueza neta, ya que las deudas están denominadas en dólares, no es menos cierto que bajo un régimen de tipo de cambio fijo, el proceso deflacionario que se genera hace que las deudas sean más pesadas en términos de los bienes que producen las empresas. Pero adicionalmente al efecto precio, se tiene un efecto negativo atribuible al menor nivel de producción bajo tipo de cambio fijo, por lo ya comentado. Por lo tanto, se vende menos y a menor precio, esto genera al igual que la devaluación un menor nivel de riqueza neta y consecuentemente problemas para servir las deudas.

En cuarto lugar, es cierto que luego de depreciaciones inesperadas la tasa de interés se incrementa, y esto puede generar mayor endeudamiento futuro, pero también es cierto que la depreciación da lugar a menores importaciones y a menor endeudamiento.

Finalmente, es necesario subrayar que ni aún sobre la prima de riesgo se puede afirmar con certeza que un régimen de tipo de cambio fijo es mejor que uno de tipo de cambio flotante, ya que el efecto neto depende en buena medida de cómo evoluciona la riqueza neta en cada uno de los regímenes y como ya lo hemos mencionado, no es claro que uno sea mayor que en el otro. En definitiva, es una cuestión que sólo se puede contestar empíricamente.

Tal como lo afirman Céspedes *et al.* (2000), las interacciones entre el tipo de cambio real, la riqueza neta y la prima por riesgo son complejas y la literatura recién está comenzando a dar respuestas al respecto.

III.2 Función de pérdida

La función de pérdida, será postulada en función de variables macroeconómicas tal como se hace en la mayoría de los modelos disponibles, véase, por ejemplo, Persson y Tabellini (1995), y es similar a la representada en la ecuación (1), simplemente se agrega un término de suavización del instrumento del banco central: la tasa de interés.

$$L_t = \mathbf{m}_t \mathbf{p}_t^{c^2} + \mathbf{l} y_t^2 + d(s_t - s_{t-1})^2 \quad (23)$$

El gobierno elige el valor de su instrumento del tal forma de minimizar:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \mathbf{b}^t L_t, \quad (24)$$

donde \mathbf{b} es un factor de descuento.

III.3 El modelo en forma matricial

La regla de política óptima en modelos macroeconómicos con expectativas racionales surge de resolver un problema general como el que se plantea a continuación,

$$\text{Mín. } J_0 = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \mathbf{b}^t [x_t' \ u_t'] P \begin{bmatrix} x_t \\ u_t \end{bmatrix}, \quad (25)$$

s.a.

$$\begin{bmatrix} x_{1t+1} \\ E_t x_{2t+1} \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} + B u_t + \begin{bmatrix} e_{t+1} \\ 0 \end{bmatrix}, \text{ donde } x_t = \begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} \quad (26)$$

y

$$u_t = F x_t, \quad (27)$$

donde (25) muestra la función objetivo (de pérdida) a minimizar, donde P es una matriz que quedará determinada de acuerdo a la ponderación que se le otorgue a los distintos objetivos (véase, anexo C). x_t es el vector de las variables de estado de la economía, compuesto por variables *backward looking* o predeterminadas x_{1t} y variables *forward looking* x_{2t} . La ecuación (26) es el modelo expresado en forma matricial y poniendo las variables *forward looking* en función de las variables predeterminadas, A y B son matrices de parámetros constantes. El vector u_t muestra a los instrumentos de política (en principio es la tasa de interés), los que reaccionan ante movimientos en las variables de estado (variables predeterminadas) de acuerdo a constantes (elasticidades) que están implícitas en la matriz F en la ecuación (27). El problema a resolver consiste en determinar F de tal forma que minimicemos la función de pérdida (25).

En el caso particular considerado en este trabajo, los vectores de variables quedan definidos de la siguiente manera:

$$x_{1t} = (\mathbf{p}_t, y_t, \mathbf{p}_t^*, y_t^*, i_t^*, \mathbf{J}_t, y_t^n, q_{t-1}, i_{t-1}, \mathbf{p}_{t+1/t})'$$

$$x_{2t} = (q_t, \mathbf{r}_t, \mathbf{p}_{t+2/t})'$$

Las demás variables no consideradas en estos vectores son simplemente combinaciones lineales de éstas, a excepción de $i_{t+1/t}$. En el anexo C se muestra la forma en que se puede dar cuenta de esta variable para dejar al sistema como está expresado en (26).

IV. Los Resultados

IV.1 Reglas Monetarias

La regla monetaria óptima no es más que la mejor reacción de la política monetaria, dadas las preferencias del hacedor de política (*policy maker*), ante movimientos en las variables predeterminadas, véase, la

ecuación (28). En el anexo A se presentan los parámetros utilizados para calibrar el modelo. Los programas de optimización dinámica fueron implementados en lenguaje Matlab.⁶

$$i_t = f_p \mathbf{p}_t + f_y y_t + f_{p^*} \mathbf{p}_t^* + f_{y^*} y_t^* + f_{i^*} i_t^* + f_j \mathbf{j}_t + f_{y^n} y_t^n + f_q q_{t-1} + f_i i_{t-1} + f_{Ep} \mathbf{p}_{t+1/t} \quad (28)$$

Cuadro 1. Reglas óptimas

Parámetros de la función de pérdida y desvíos estándar asociados	f_p	f_y	f_{p^*}	f_{y^*}	f_{i^*}	f_j	f_{y^n}	f_q	f_i	f_{Ep}
Meta tipo de cambio $m_t=0, l=0, d=1$ $s(y)=60,2\%; s(p)=19,0\%; s(q)=63,3\%; s(j)=18,8\%$	0,16	0,17	-0,77	0,11	1,00	0,12	0,01	-0,16	0,00	-0,02
Regla de Taylor $s(y)=19,8\% s(p)=17,8\%; s(q)=21,6\%; s(j)=7,9\%$	0,5	0,5	0	0	0	0	0	0	0	0
Meta inflación estricta $m_t=1, l=0, d=0$ $s(y)=13,2\% s(p)=14,6\%; s(q)=18,2\%; s(j)=15,0\%$	0,16	0,19	-0,75	0,12	1,00	0,08	-0,01	-0,16	0,00	-0,03
Meta inflación flexible $m_t=1, l=15, d=0$ $s(y)=7,5\% s(p)=11,7\%; s(q)=12,2\%; s(j)=12,8\%$	0,43	-2,30	-1,32	-1,61	1,00	3,85	0,60	-0,21	0,00	0,62
Meta producto $m_t=0, l=1, d=0$ $s(y)=3,0\% s(p)=20,6\%; s(q)=8,8\%; s(j)=14,7\%$	0,00	-12,60	-1,57	-8,25	1,00	5,76	1,66	0,00	0,00	1,00

A partir del Cuadro 1 se puede concluir que el sistema más eficiente en términos de la varianza del producto y la inflación es uno de meta inflación con una regla *forward looking*. Sin embargo, estos sistemas tienen la desventaja de ser más difíciles de implementar que aquellos que fijan objetivos sobre menos variables y con reglas más simples.

En este sentido, se procedió a la simulación de un modelo con una meta de tipo de cambio y una meta inflación estricta (únicamente la inflación entra en la función objetivo). Es interesante notar como la regla asociada a

⁶ Estos programas están disponibles bajo solicitud.

una meta estricta de inflación se asemeja a la de meta devaluación o tipo de cambio en términos de las varianzas que brinda, lo que no es de extrañar, en la medida en que considerando las expresiones (12) y (13) se tiene que:

$$(s_t - s_{t-1})^2 = \left(\frac{1}{w} p_t^c + \frac{w-1}{w} p_t - p_t^* \right)^2, \quad (29)$$

y por tanto, una meta de devaluación no es más que una meta de inflación en IPC, doméstica e internacional. El producto sigue teniendo, por ende, una ponderación cero en la función de pérdida. Sin embargo una meta estricta de inflación IPC (ponderación cero a las demás variables) presenta ventajas en términos de varianza de la inflación doméstica y del producto, en comparación con una meta de devaluación.

Por otra parte, imponiendo una regla simple, como la “regla de Taylor”, se llega a la conclusión de que se genera una mayor varianza, tanto en el producto como en la inflación, en comparación una meta de inflación estricta con una regla *forward looking*, aunque continúa siendo superior a una meta tipo de cambio.

IV.2 Frontera de varianzas

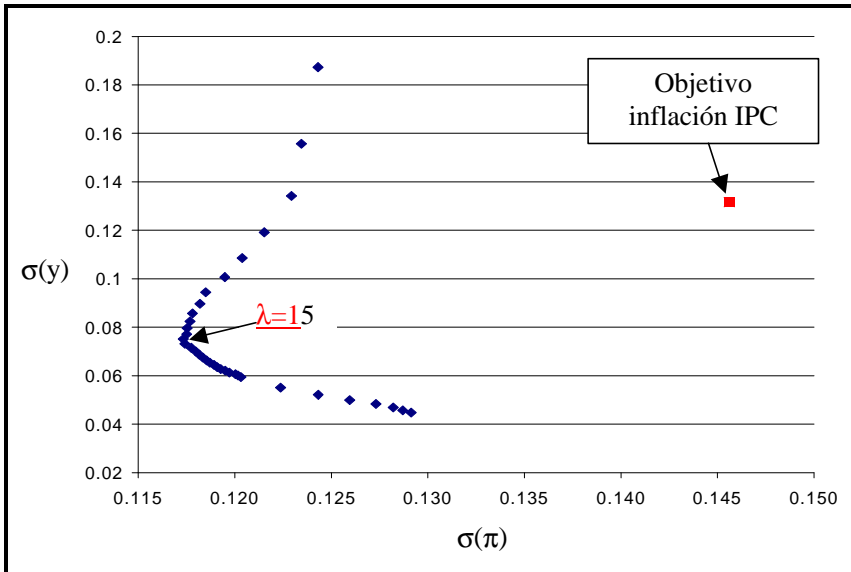
La frontera de varianzas es el lugar geométrico que vincula la varianza de dos variables para distintas preferencias o ponderaciones de los objetivos en la función de pérdida. Para su construcción se realiza un experimento de simulación de Monte Carlo. Se genera una secuencia de términos aleatorios (1.000 vectores de *shocks* independientes) con media cero y varianza igual a la del ruido de cada ecuación del modelo con el fin de obtener estimaciones de las variables predeterminadas bajo diferentes preferencias en la función de pérdida y, por tanto, diferentes reglas, a partir de las mismas, de sus varianzas y sus desvíos estándar. Más específicamente, en este trabajo se ha hecho variar el parámetro I entre 0 y 100 (en el gráfico sólo se muestran los puntos para I entre 3 y 100).

La frontera de varianza entre el producto y la inflación ilustra acerca de dos hechos significativos. En primer lugar, la asignación de ponderaciones relativamente altas a la inflación conduce no sólo a una mayor varianza del producto, sino también de la inflación. Este es un resultado bastante habitual en la literatura de reglas monetarias óptimas (véase, por ejemplo, Bonomo y Brito, 2001; Chang *et al.*, 2002; de Brouer y O’Regan, 1997). La

explicación, es que cuando se tiene un objetivo inflación muy estricto al intentar estabilizar la inflación se reacciona muy fuerte con la política monetaria lo que aumenta la varianza del producto, pero a su vez la brecha de producto sirve para la formación de expectativas de inflación, las que a su vez intervienen en la determinación de la trayectoria futura de la inflación. Por tanto, al reaccionar fuertemente se genera una mayor fluctuación de las variables en el largo plazo. Otra forma de expresar esta idea es que al reducir las fluctuaciones del producto hoy se puede reducir la fluctuación de la inflación, ya que éste es un importante predictor de la inflación futura.

Si bien en el Gráfico 1 no se muestra el comportamiento del desvío estándar bajo un régimen de tipo de cambio, la comparación es inmediata a partir de los valores del Cuadro 1, y la conclusión a la que se arriba es que cualquier régimen de objetivo inflación, aún el estricto arroja mejores resultado en términos de la varianza del producto y de la inflación que el de meta tipo de cambio. Una “regla de Taylor” también es superior a este último.

Gráfico 1. Frontera de varianzas para el producto y la inflación

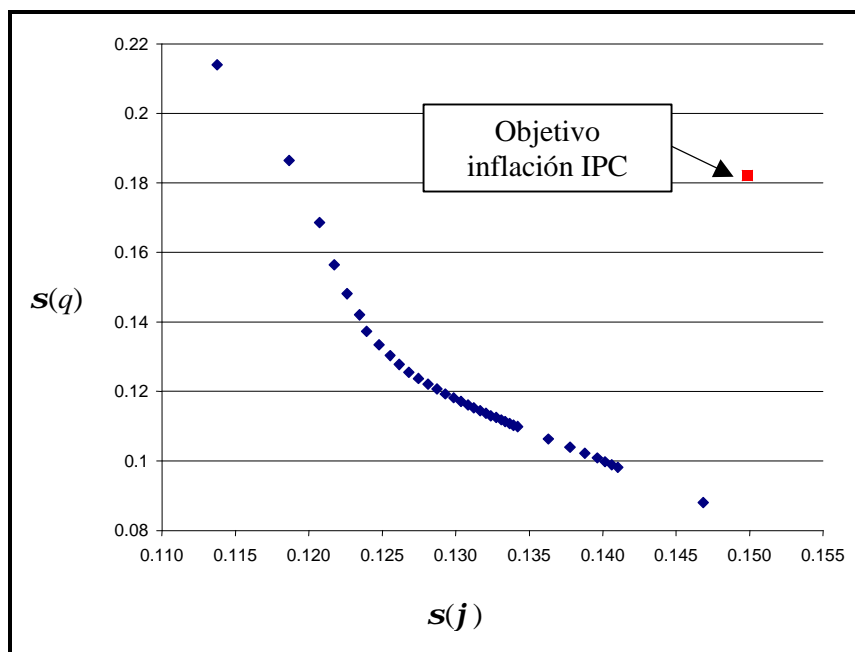


Se podría argumentar que un régimen de tipo de cambio es más transparente y, por tanto, brinda mayor credibilidad, por lo que se justificaría

el asumir un mayor costo por la estabilización de precios (fundamentalmente, en términos de variabilidad del producto). Sin embargo, esto no tiene porque ser así necesariamente, como lo demuestra la transparencia en la divulgación de la información y en la explicación de la política monetaria en los regímenes de objetivo inflación, que aporta altos niveles de credibilidad a la gestión bancocentralista.

Por otra parte, como se puede observar en el Gráfico 2, nuevamente para valores de λ comprendidos entre 3 y 100, existe una relación negativa entre la varianza del riesgo país y la varianza del tipo de cambio real. Esto, con la configuración de parámetros de nuestro modelo, contradice la visión de que un tipo de cambio real estable garantiza la estabilidad del riesgo país (véase, por ejemplo, Morón y Wilkenried, 2001). Por el contrario, con la evidencia preliminar aportada en este trabajo, la flexibilidad del tipo de cambio real parece ser una condición necesaria para la estabilidad del riesgo país.

Gráfico 2.
Frontera de varianzas para el tipo de cambio real y el riesgo país



I. Conclusiones y agenda futura de investigación

Tres son las conclusiones principales de este trabajo. En primer lugar, un régimen de objetivo inflación con una regla *forward looking* (compleja) es el régimen más eficiente en términos de varianza del producto y de inflación. En segundo lugar, sistemas más simples y más ineficientes que un régimen de objetivo inflación flexible con regla compleja, como un régimen de objetivo inflación estricto o una “regla de Taylor” son superiores a un régimen de tipo de cambio fijo. En tercer lugar, existe un *trade off* entre la varianza del tipo de cambio real y del riesgo país lo que sugiere, al contrario de la evidencia presentada en otros estudios, que un tipo de cambio real más variable puede reducir la varianza del riesgo país. Esto implica que el efecto indirecto del tipo de cambio real a través de la estabilización del producto sobre el riesgo país es más importante que el efecto negativo directo sobre el mismo.

Cabe subrayar, no obstante, estas conclusiones deberían tomarse como una primera aproximación al tema, ya que el análisis presenta limitaciones y abre las puertas para el desarrollo de una nueva, y por cierto amplia, agenda de investigación. Algunos de los temas más relevantes de la agenda tienen que ver con la necesidad de evaluar el desempeño de otras reglas monetarias simples (por ejemplo, un índice de condiciones monetarias, véase al respecto el artículo de Svensson, 1998). Asimismo, se debe discutir la conveniencia de utilizar otras reglas, bajo compromiso de la política monetaria, y se debe dar lugar a la posibilidad de reglas no lineales de política. Por otra parte, debería hacerse un esfuerzo por obtener mejores estimaciones de los parámetros e incorporar a modelos más flexibles que los considerados en este trabajo (modelización VAR irrestricta), de modo que puedan realizarse nuevas evaluaciones de las reglas monetarias. Ante la existencia de incertidumbre con respecto a cual es el verdadero modelo de la economía, se debe incorporar al análisis el control robusto, lo que permitirá escoger la regla óptima con un criterio de minimizar el máximo daño que pueda surgir por no conocer adecuadamente la estructura de la economía analizada (véase, Hansen y Sargent, 2000; Giordani y Soderlind, 2003).

Referencias bibliográficas

- Aboal, D. (2003)**, “*Tipo de Cambio Real de Equilibrio en Uruguay*”, Documento de Trabajo 03/02, Instituto de Economía, Universidad de la República de Uruguay.
- Aboal, D., F. Lorenzo y N. Noya (2003)**, “*La Inflación como Objetivo en Uruguay: Consideraciones sobre los Mecanismos de Transmisión de la Política Monetaria y Cambiaria*”, Revista de Economía del Banco Central del Uruguay, N° 10, Segunda Época (mayo).
- Agénor P. (2000)**, “Monetary Policy under Flexible Exchange Rates: An Introduction to inflation Targeting” The World Bank WP, november.
- Aizenman, J. y J. Frenkel (1985)**, “*Optimal Wage Indexation, Foreign Exchange Intervention, and Monetary Policy*”, American Economic Review, 75(3).
- Aizenman, J. y R. Hausmann (2000)**, “*Exchange Rate Regimes and Financial-Market Imperfections*”, NBER Working Paper N° 7738.
- Ball, L. (2000)**, “*Policy Rules and External Shocks*”, NBER Working Paper N° 7910.
- Ball, L. (1998)**, “*Policy Rules for Open Economy*”, NBER Working Paper N° 6760.
- Barro, R. y D. Gordon (1983)**, “*Rules, Discretion, and Reputation in a Model of Monetary Policy*”, Journal of Monetary Economics, 12.
- Bonomo, M. y R. Brito (2001)**, “*Regras Monetárias e Dinâmica Macroeconómica no Brasil: Uma Abordagem de Expectativas Racionais*”, Banco Central del Brasil, Documento de Trabajo 28.
- Canova, F. (1993)**, “*Detrending and Business Cycle Facts*”, Center for Economic Policy Research, DPN° 782.
- Céspedes, L., R. Chang y A. Velasco (2000)**, “*Balance Sheets and Exchange Rate Policy*”, NBER Working Paper N° 7840.
- Chang, E., M. Muinhos y J. Teixeira (2002)**, “*Macroeconomic Coordination and Inflation Targeting in a Two-Country Model*”, Working Paper 50, Banco Central del Brasil.

- Devereux, M. y C. Engel (1999)**, “*The Optimal Choice of Exchange Rate Regime: Price-Setting Rules and Internationalized Production*”, NBER Working Paper N° 6992.
- De Brouwer, G. Y J. O’Regan (1997)**, “*Evaluationg Simple Monetary Policy Rules for Australia*”, Reserve Bank of Australia Annual Conference Volume 1997-16.
- Edwards, S. y M. Savastano (1999)**, “*Exchange Rates in Emerging Economies: What Do We Know? What Do We Need to Know?*”, NBER Working Paper N° 7228.
- Eichengreen, Barry (1999)** “*Kicking the Habit: Moving from Pegged Rates to Greater Exchange Rate Flexibility*”, Economic Journal, 109.
- Engel, C. (2002)**, “*The Responsiveness of Consumer Prices to Exchange Rates and the Implications for Exchange-Rate Policy: A Survey of a Few Recent New Open-Economy Macro Models*”, NBER Working Paper 8725.
- Flood, R. y N. Marion (1982)**, “*The Transmission of Disturbances Under Alternative Exchange-Rate Regimes with Optimal Indexing*”, Quarterly Journal of Economics, 28.
- Frankel, J. (1999)**, “*No Single Currency Regime is Right for All Countries or at All Times*”, NBER Working Paper N° 7338.
- Garcia, P. Herrera, L. y R. Valdés (2002)**, “*New Frontiers for Monetary Policy in Chile*” en *Inflation Targetin: Design, Performances and Challenges* editado por Norman Loayza y Raimundo Soto, Banco Central de Chile.
- Giordani, P. y P. Soderlind (2003)**, “*Solution of Macromodels with Hansen-Sargent Robust Policies: Some Extensions*”, mimeo.
- Givens, G. (2003)**, “*Optimal Monetary Policy Design: Solutions and Comparisons of Commitment and Discretion*”, mimeo, University of North Carolina.
- Hansen, L., and T. Sargent (2000)**, “*Robust Control and Filtering of Forward-Looking Models*”, Stanford University Working Paper.
- Kamil, H. y F. Lorenzo (1998)**, “*Caracterización de las Fluctuaciones Cíclicas en la Economía Uruguaya*”, Revista de Economía del BCU, Volumen 5(1).
- Kydland F. y E. Prescott (1977)**, “*Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans*”, Journal of Political Economy, 85(3).

- Licandro, G. (1999)**, *¿Un Area Monetaria Optima para el Mercosur?*, Jornadas Anuales de Economía del Banco Central del Uruguay.
- Masoller, A. (1998)**, *“Shocks Regionales y el Comportamiento de la Economía Uruguaya entre 1974 y 1997”*, Revista de Economía del BCU, Volumen 5(1).
- McCallum, B. (1996)**, *“Inflation Targeting in Canada, New Zealand, Sweden, the United Kingdom and in General”*, NBER Working Paper N° 5579.
- Mishkin, F. (1999)**, *“International Experiences with Different Monetary Policy Regimes”*, NBER Working Paper N° 7044.
- Mishkin, F. y K. Schmidt-Hebbel (2000)**, *“One Decade of Inflation Targeting in the World. What Do We Know and What Do We Need to Know?”*. Documento presentado a la conferencia *“Ten Years of Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges”*, Banco Central de Chile.
- Mishkin, F. y Savastano (2000)**, *“Monetary Policy Strategies for Latin America”*, NBER Working Paper N° 7617.
- Morón, E. y Winkelried, D. (2003)**, *“Monetary Policy Rules for Financially Vulnerable Economies”*, IMF Working Papers 03/39.
- Mussa, M., P. Masson, A. Swoboda, E. Jadresic, P. Mauro y A. Berg (2000)**, *“Exchange Rate Regimes in an Increasingly Integrated World Economy”*, FMI, mimeo.
- Obstfeld, M. y K. Rogoff (2000)**, *“New Directions for Stochastic Open Economy Models”*, Journal of International Economics, 50, 117-153.
- Persson, T. y G. Tabellini (1995)**, *“Double-Edged Incentives: Institutions and Policy Coordination”*, Handbook of International Economics, Vol. 3, Cáp. 38.
- Persson, T. y G. Tabellini, eds. (1994)**, *Monetary and Fiscal Policy: Volume 1 Credibility*, MIT Press.
- Rogoff, K. (1985)**, *“The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target”*, Quarterly Journal of Economics, 100.
- Soderlind, P. (1999)**, *“Solution and Estimation of RE Macromodels with Optimal Policy”*, European Economic Review, 43, 813-23.
- Stock, J. (1994)**, *“Unit Roots, Structural Breaks and Trends”*, en Handbook of Econometrics, Vol. 6, cap. 46.

Svensson, L. (1998), “*Open-Economy Inflation Targeting*”, NBER Working Paper 6545.

Svensson, L. (2000), “*Open-Economy Inflation Targeting*”, *Journal of International Economics* 50.

Taylor, J. (2000), “*Using Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies*”, Stanford University, mimeo.

Taylor, J. (2001), “*The Role of the Exchange Rate in Monetary Policy Rules*”, *American Economic Review*, 91 (2).

Anexo A

Los Parámetros Utilizados en la Calibración del Modelo

Los mayoría de los parámetros que presentamos a continuación fueron obtenidos de las estimaciones realizadas para la economía uruguaya por Morón y Wilkenried (2003), véase el apéndice de ese artículo.

Curvas y parámetros de la función	Valor
Brecha de Producto	
g_y^n	0.960
$s(h_{t+1}^n)$	0.020
Inflación del Resto del Mundo	
g_p^*	0.910
$s(e_{t+1}^*)$	0.005
Producto del Resto del Mundo	
g_y^*	0.790
$s(h_{t+1}^*)$	0.005
Regla monetaria del Resto del Mundo	
f_p^*	0.760
f_y^*	0.430
$s(x_{it+1}^*)$	0.005
Curva de Phillips	
a_p	0.480
a_y	0.036
a_q	0.075
$s(e_{t+2})$	0.007
Curva de Demanda	
b_y	0.556
b_{y^*}	0.404
b_q	0.038
b_r	0.048
$s(h_{t+1}^d)$	0.022
Riesgo País	
j_{y^*}	0.542
j_{y-q}	0.210
$s(x_{j,t+1})$	0.012
Otros	
w	0.500
b	0.950

Anexo B⁷ El Modelo en Formato Estado-Espacio

En primer lugar téngase en cuenta que por la existencia de expectativas racionales:

$$\mathbf{p}_{t+1} = \mathbf{p}_{t+1/t} + \mathbf{e}_{t+1} \quad (\text{A.1})$$

y tomando expectativas en $t + 1$ y en t en (8) (haciendo la resta) y teniendo en cuenta que

$$y_{t+1} - y_{t+1/t} = \mathbf{h}_{t+1}^d - \mathbf{h}_{t+1}^n \quad \text{llegamos a}$$

$$\mathbf{p}_{t+2/t+1} = \mathbf{p}_{t+2/t} + \mathbf{a}_p \mathbf{e}_{t+1} + \mathbf{a}_y \mathbf{b}_y (\mathbf{h}_{t+1}^d - \mathbf{h}_{t+1}^n), \quad (\text{A.2})$$

además,

$$\mathbf{r}_{t+1/t} = \mathbf{r}_t - i_t + \mathbf{p}_{t+1/t}. \quad (\text{A.3})$$

Si ahora tomamos expectativas en t en la ecuación (8) llegamos a,

$$(1 - \mathbf{a}_p) \mathbf{p}_{t+3/t} = \mathbf{p}_{t+2/t} - \mathbf{a}_p \mathbf{p}_{t+1/t} - \mathbf{a}_y y_{t+2/t} - \mathbf{a}_q q_{t+2/t}.$$

Adelantando (14) un período, timando expectativas en el período y , y sustituyendo por $y_{t+2/t}$; adelantando (A.3) un período, timando expectativas y sustituyendo por $\mathbf{r}_{t+2/t}$ y finalmente adelantando (17) un período, timando expectativas y sustituyendo por $q_{t+2/t} - q_{t+1/t}$ llegamos a:

$$(1 - \mathbf{a}_p) \mathbf{p}_{t+3/t} = -\mathbf{a}_p \mathbf{p}_{t+1/t} + [1 + \mathbf{a}_y (\mathbf{b}_r + \mathbf{b}_q) + \mathbf{a}_q] \mathbf{p}_{t+2/t} - \mathbf{a}_y \mathbf{b}_y y_{t+1/t} +$$

$$+ \mathbf{a}_y \mathbf{b}_r \mathbf{r}_{t+1/t} - \mathbf{a}_y \mathbf{b}_y^* y_{t+2/t}^* - (\mathbf{a}_y \mathbf{b}_q + \mathbf{a}_q) q_{t+1/t} +$$

$$+ (\mathbf{a}_y \mathbf{b}_q + \mathbf{a}_q) (i_{t+1/t}^* - \mathbf{p}_{t+2/t}^* + \mathbf{j}_{t+1/t}) +$$

$$- \mathbf{a}_y (\mathbf{g}_y^n - \mathbf{b}_y) y_{t+1/t}^n - [\mathbf{a}_y (\mathbf{b}_q + \mathbf{b}_r) + \mathbf{a}_q] i_{t+1/t}. \quad (\text{A.4})$$

⁷ Este anexo sigue en lo fundamental a Svensson (1998).

Teniendo en cuenta (A.1), (14), (18)-(21) y (A.2) para las variables predeterminadas y las identidades para las variables q_{t-1} , i_{t-1} y $p_{t+2/t}$, y (17), (A.3) y (A.4) para las variables *forward-looking*, llegamos a:

$$A^0 = \begin{bmatrix} e_{10} \\ \mathbf{b}_y e_2 + \mathbf{b}_r A_{n1+2} + \mathbf{b}_y^* \mathbf{g}_y^* e_4 + \mathbf{b}_q A_{n1+1} - (\mathbf{g}_y^n - \mathbf{b}_y) e_7 \\ \mathbf{g}_p^* e_3 \\ \mathbf{g}_y^* e_3 \\ f_p^* \mathbf{g}_p^* e_3 + f_y^* \mathbf{g}_y^* e_3 \\ e_6 - \mathbf{y}_1 e_4 - \mathbf{y}_2 (e_2 - e_{n1+1}) \\ \mathbf{g}_y^n e_7 \\ e_{n1+1} \\ e_0 \\ e_n \\ e_{n+1} - e_{10} + A_3 - e_5 - e_6 \\ e_{10} + e_{n1+2} \\ A_n \end{bmatrix}$$

donde

$$A_n = \frac{1}{1 - \mathbf{a}_p} \begin{bmatrix} -\mathbf{a}_p e_{10} + (1 + \mathbf{a}_y (\mathbf{b}_r + \mathbf{b}_q) + \mathbf{a}_q) e_n - \mathbf{a}_y \mathbf{b}_y A_2 + \mathbf{a}_y \mathbf{b}_r A_{n1+2} - \mathbf{a}_y \mathbf{b}_y^* \mathbf{g}_y^* A_4 \\ -(\mathbf{a}_y \mathbf{b}_q + \mathbf{a}_q) A_{n1+1} + (\mathbf{a}_y \mathbf{b}_q + \mathbf{a}_q) (A_5 - \mathbf{g}_p^* A_3 + A_6) + \mathbf{a}_y (\mathbf{g}_y^n - \mathbf{b}_y) A_7 \end{bmatrix}$$

$$B^0 = \begin{bmatrix} 0 \\ \mathbf{b}_q + \mathbf{b}_r \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \\ 0 \\ 1 \\ -1 \\ \frac{-1}{1-\mathbf{a}_p} [\mathbf{a}_y (1 + \mathbf{b}_y)(\mathbf{b}_q + \mathbf{b}_r) + \mathbf{a}_q] \end{bmatrix}, B^1 = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ \frac{-1}{1-\mathbf{a}_p} [\mathbf{a}_y (\mathbf{b}_q + \mathbf{b}_r) + \mathbf{a}_q] \end{bmatrix}$$

donde además $e_j, j=0, \dots, n_j$, es un vector fila de $1 \times n$, para $j=0$ todos los elementos son ceros y para $j \neq 0$ el elemento j es igual a uno y el resto igual a cero, A_j es la fila j de la matriz A^0 .

La matriz C_z y la matriz C_i se definen como:

$$C_z = \begin{bmatrix} e_1 + \mathbf{w}(e_{n+1} - e_8) \\ e_1 \\ e_2 \\ e_0 \\ -e_9 \\ e_3 \end{bmatrix}, C_i = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \\ 1 \\ 0 \end{bmatrix}.$$

Anexo C⁸
El problema a resolver

El problema consiste en elegir i_t en el período t para minimizar (B.1) sujeto a ()

$$\text{Mín. } J_0 = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \mathbf{b}^t L_t, \tag{B.1}$$

s.a.

$$\begin{bmatrix} x_{1t+1} \\ E_t x_{2t+1} \end{bmatrix} = A^0 x_t + B^0 i_t + B^1 i_{t+1/t} + \begin{bmatrix} \mathbf{e}_{t+1} \\ 0 \end{bmatrix}, \text{ donde } x_t = \begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix}, \tag{B.2}$$

$$Y_t = C_z x_t + C_i i_t, \tag{B.3}$$

$$L_t = Y_t' K Y_t, \text{ donde } Y_t = \begin{bmatrix} \mathbf{p}_t^c \\ \mathbf{p}_t \\ y_t \\ i_t \\ i_t - i_{t-1} \\ \mathbf{p}^* \end{bmatrix} \tag{B.4}$$

y

$$K = \begin{bmatrix} d \frac{1}{\mathbf{w}^2} + \mathbf{m}_c & d \frac{\mathbf{w}-1}{\mathbf{w}^2} & 0 & 0 & 0 & -d \frac{1}{\mathbf{w}} \\ d \frac{\mathbf{w}-1}{\mathbf{w}^2} & d \left(\frac{\mathbf{w}-1}{\mathbf{w}} \right)^2 + \mathbf{m}_p & 0 & 0 & 0 & -d \frac{\mathbf{w}-1}{\mathbf{w}} \\ 0 & 0 & \mathbf{I} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \mathbf{m}_i & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \mathbf{u}_i & 0 \\ -d \frac{1}{\mathbf{w}} & -d \frac{\mathbf{w}-1}{\mathbf{w}} & 0 & 0 & 0 & d \end{bmatrix}$$

⁸ Véase nuevamente Svensson (1998) y Soderlind (1999).

$$\text{y (B.5) } i_{t+1} = f_{t+1} x_{t+1}, \quad (\text{B.5})$$

siendo d , \mathbf{m}_t , \mathbf{m}_p , \mathbf{l} , \mathbf{m} , v_i , los ponderadores en la función objetivo de la devaluación, la inflación en bienes internos, la tasa de inflación, el producto, la tasa de interés y la variación de la tasa de interés, respectivamente. En el ejercicio realizado en el texto, los dos últimos componentes no fueron considerados, o mejor dicho se les dio un valor cero.

Con el fin de facilitar los cálculos y aplicar de forma directa el algoritmo utilizado en Svensson (1998) de la forma planteada en (26), se elimina $i_{t+1/t}$ de (B.2), lo que resulta en

$$\begin{bmatrix} x_{1t+1} \\ E_t x_{2t+1} \end{bmatrix} = A_t x_t + B_t i_t + \begin{bmatrix} \mathbf{e}_{t+1} \\ 0 \end{bmatrix}$$

donde

$$A_t \equiv (I - B^1 [f_{t+1} \quad 0])^{-1} A^0$$

$$B_t \equiv (I - B^1 [f_{t+1} \quad 0])^{-1} B^0.$$

Para comprender de forma más precisa el procedimiento puede suponerse que el valor óptimo de la función objetivo en el período $t+1$ viene dado por $X'_{t+1} V_{t+1} X_{t+1} + \mathbf{w}_{t+1}$, donde V_{t+1} es una matriz semidefinida positiva y \mathbf{w}_{t+1} es un escalar. Así, la solución óptima para el problema en el período t satisface

$$X'_t V_t X_t + \mathbf{w}_t = \min_{i_t} \{L_t + \mathbf{d} E_t [X'_{t+1} V_{t+1} X_{t+1} + \mathbf{w}_{t+1}]\}.$$

La función de pérdida se escribe como

$$L_t = [Z'_t i'_t] P \begin{bmatrix} Z_t \\ i_t \end{bmatrix} = Z'_t Q Z_t + 2Z'_t U i_t + i'_t R i_t,$$

siendo $Q \equiv C'_z K C_z$, $U \equiv C'_z K C_i$, $R \equiv C'_i K C_i$.

Las matrices A , B , Q y U se particionan de forma conformable a la partición del vector $[x_{1t+1} \quad E_t x_{2t+1}]'$ resultando

$$A_t = \begin{bmatrix} A_{t11} & A_{t12} \\ A_{t21} & A_{t22} \end{bmatrix}, B_t = \begin{bmatrix} B_{t1} \\ B_{t2} \end{bmatrix}, Q = \begin{bmatrix} Q_{11} & Q_{12} \\ Q_{21} & Q_{22} \end{bmatrix}, U = \begin{bmatrix} U_1 \\ U_2 \end{bmatrix}.$$

De esta forma, se calcula $[M_t \quad F_t \quad V_t]$ de acuerdo a la matriz A y las siguientes matrices:

$$D_t = (A_{t22} - M_{t+1}A_{t12})^{-1}(M_{t+1}A_{t11} - A_{t21})$$

$$G_t = (A_{t22} - M_{t+1}A_{t12})^{-1}(M_{t+1}B_{t1} - B_{t2})$$

$$A_t^* = A_{t11} - A_{t12}D_t$$

$$B_t^* = B_{t11} - A_{t12}G_t$$

$$Q_t^* = Q_{11} + Q_{12}D_t + D_t'Q_{21} + D_t'Q_{22}D_t$$

$$U_t^* = Q_{12}G_t + D_t'Q_{22}G_t + U_1 + D_t'U_2$$

$$R_t^* = R + G_t'Q_{22}G_t + G_t'U_2 + U_2'G_t$$

$$f_t = -(R_t^* + \mathbf{d} B_t^* V_{t+1} B_t^*)^{-1}(U_t^* + \mathbf{d} B_t^* V_{t+1} A_t^*)$$

$$M_t = D_t + G_t f_t$$

$$V_t = Q_t^* + U_t^* f_t + f_t' U_t^* + f_t' R_t^* f_t + \mathbf{d} (A_t^* + B_t^* f_t)' V_{t+1} (A_t^* + B_t^* f_t).$$

En el caso de una “regla de Taylor” (bajo compromiso) la solución es distinta a la discrecional y el algoritmo utilizado también (véase, Soderlind (1999) sección 1.3).

9 Véase nuevamente Svensson (1998) y Soderlind (1999).

¿QUIÉN DEBE ACTUAR COMO PRESTAMISTA DE ÚLTIMA INSTANCIA? EL CASO BIMONETARIO

JORGE PONCE *

Con base en la teoría de contratos incompletos, y en el marco de una economía bimonetaria, se modela la política de prestamista en última instancia (PUI) seguida por un banco central, un seguro de depósitos, y un banco central que además tiene responsabilidad en las actividades propias de un seguro de depósitos. Los resultados indican que, ante cualquier nivel de retiro de depósitos, este último arreglo debe ser descartado en favor de una organización en la cual el banco central asista a un banco que sufra retiros por una pequeña proporción de sus depósitos y el seguro de depósitos asuma la responsabilidad por retiros de mayor proporción. Además, en el caso bimonetario el rango de acción del banco central en la función de PUI debería ser menor que en el caso de una moneda. También se discuten otros aspectos relevantes para la organización de la red de seguridad bancaria de economías bimonetarias.

This paper presents an incomplete contracts model in order to analyze who should the lender of last resort (LLR) be in a dual-currency economy. Three agencies can perform such activity: a central bank, a deposit insurance agency or a central bank, which is also responsible for the deposit insurance activity. Results indicate that the latter arrange should be avoided and that the central bank should provide liquidity once withdrawals of a small proportion of the bank's deposits occur but the deposit insurance agency

* Banco Central del Uruguay, J. P. Fabini 777, 11100 Montevideo, Uruguay (email:jponce@bcu.gub.uy) y Universidad de la República. Este trabajo es parte de la tesis para la obtención del grado de Master en Economía Internacional en el Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República. El autor desea agradecer los valiosos comentarios y las sugerencias brindadas por el tutor, Gerardo Licandro, así como por los restantes miembros del tribunal: Mario Bergara, José Antonio Licandro y Eduardo Siandra. De todas formas, las opiniones vertidas en este artículo son responsabilidad exclusiva del autor y no comprometen a las personas nombradas ni a las instituciones para las cuales trabaja.

110 ¿QUIÉN DEBE ACTUAR COMO PRESTAMISTA DE ÚLTIMA INSTANCIA?

should become responsible when such proportion is higher. Moreover, the central bank's range of action should be smaller in the dual-currency framework than in the one currency case. Other relevant issues related to dual-currency safety nets are discussed.

(JEL: E53, E58, G21. **Palabras Clave:** *banco central, seguro de depósitos, prestamista de última instancia, economía bimonetaria.* **Key Words:** *central bank, deposit insurance agency, lender of last resort, dual-currency economy*)

A pesar de la diversidad y complejidad que las funciones bancarias poseen, podemos referirnos a un banco como una institución cuya función habitual es conceder préstamos y recibir depósitos del público. Generalmente, los préstamos concedidos por los bancos representan activos no líquidos, mientras que los depósitos que sirven para financiarlos son, por lo general, líquidos. Esta forma de intermediación financiera, a través de la cual los bancos cumplen funciones de transformación de activos, tanto en cuanto a su denominación como a sus plazos, de provisión de acceso al sistema de pagos, de manejo de riesgos, de monitoreo y de procesamiento de información es la base de su contribución al crecimiento económico de largo plazo.¹ De todas formas, el mismo sistema de reservas fraccionarias en el que se sustenta es también base de su fragilidad.

Si por algún motivo una proporción importante de los depósitos de un banco es repentinamente retirada, su situación de liquidez puede verse sumamente comprometida. En tales situaciones, problemas de información asimétrica pueden tornar imposible para el banco el conseguir asistencia de otros bancos o a través del mercado. Esto puede llevar al banco a la quiebra aún cuando fuera solvente. Más aún, una situación de este tipo puede extenderse a otros bancos del sistema y generalizarse en una corrida contra todos los depósitos.

La recurrencia y alto costo social² de tales problemas bancarios determinan que los gobiernos lleven adelante una serie de actividades tendientes a evitarlos, o al menos mitigarlos. La doctrina clásica, iniciada por Thornton (1802) y Bagehot (1873) sugiere que los bancos centrales sean los responsables de brindar asistencia de última instancia, a una tasa elevada, a bancos con problemas de liquidez pero con buenos colaterales. El principal argumento para soportar tal proposición es que el banco central es el emisor del activo líquido por excelencia, además de que su reputación y capacidad técnica lo convierten en un agente capaz de coordinar el accionar de otros bancos en procesos de rescate. De todas formas, algunos

1 Existe un importante núcleo de literatura que reconoce la estrecha relación positiva entre el buen funcionamiento y desarrollo de los sistemas financieros, y los bancarios en particular, y el crecimiento económico de largo plazo. Ver, por ejemplo, Levine (1997 y 2002).

2 Por ejemplo, Caprio y Klingebiel (1996) y Honohan y Klingebiel (2000) encuentran que, en la mayoría de los casos en los que han ocurrido problemas financieros de entidad desde fines de la década de 1970, sus costos escalan al 10-20 por ciento del producto interno bruto.

autores (Di Noia y Di Giorgio, 1999; Goodhart, 1999 y 2000; Goodhart y Schoenmaker, 1995 y 1995a; Peek *et al.*, 1999; entre otros) citan varios motivos, dentro de los que se destaca la oposición de intereses en cuanto a la estabilización microeconómica del sistema bancario y la estabilización macroeconómica (de precios o de actividad), que abogan por la asignación de tal actividad a una agencia separada del banco central. En la práctica, tampoco parece haber una posición dominante, tal como lo muestran los estudios de casos presentados en Bordo (1989) y Goodhart y Schoenmaker (1995 y 1995a).

Desde que las asimetrías de información no permiten a un banco con problemas de liquidez obtener fondos en el mercado, la agencia responsable de la actividad de prestamista en última instancia (PUI) deberá tener alguna ventaja informacional en la cual respaldar su asistencia. Generalmente, tal ventaja sobre el resto de los bancos está dada por la capacidad de supervisar y extraer información privada de aquellos. Asociada a la anterior, otra actividad generalmente desempeñada con un fin preventivo es la regulación de los bancos con el objetivo de acotar la toma de riesgos y, por tanto, disminuir la fragilidad del sistema. Tales actividades de supervisión y regulación preventiva poseen importantes economías de escala y alcance, con lo cual su unificación en una única agencia resultará económicamente eficiente.

A pesar de la presencia de un PUI y la correspondiente supervisión y regulación prudencial, no todos los riesgos de que un banco quiebre desaparecen. Diamond y Dybvig (1983) proponen entonces la existencia de un seguro de depósitos para proteger a los bancos de corridas contra sus depósitos. Si bien esta institución puede incrementar el riesgo moral ya que, como argumentan Calomiris y Kahn (1991), desincentiva el monitoreo del banco por parte de los depositantes, existen también buenos argumentos en el sentido de que los depositantes (fundamentalmente aquellos pequeños) no tienen ni los incentivos ni la capacidad de efectuar tal monitoreo (Dewatripont y Tirole, 1994; Freixas y Rochet, 1997). Generalmente, el seguro de depósitos también es responsable de los mecanismos de resolución, o administración de la liquidación, de aquellos bancos insolventes.

Las actividades de supervisión y regulación preventiva, prestamista en última instancia y seguro de depósitos componen una red de seguridad

bancaria (RSB)³ cuyo principal objetivo es la prevención y resolución de problemas bancarios de entidad. Tradicionalmente diversas agencias gubernamentales llevan adelante una o algunas de las actividades de esta RSB. Como ya fuera indicado, parece bastante clara la atribución de las actividades de seguro de depósitos a una agencia independiente y separada del banco central. Sin embargo, la atribución de las responsabilidades de PUI al banco central o una agencia separada (que puede ser el propio seguro de depósitos) no es tan clara. A los argumentos esgrimidos por Di Noia y Di Giorgio, (1999), Goodhart (1999 y 2000) y Goodhart y Schoemaker (1995 y 1995a) se le suman los análisis basados en la literatura de contratos incompletos de Repullo (2000) y Kahn y Santos (2001).

En este trabajo se pretende aportar a esta discusión. En particular, se analizará la asignación óptima de la responsabilidad de PUI en una economía en la cual, además de la moneda doméstica, circula otra moneda fuerte. Para ello se presentará una extensión del modelo de Repullo (2000) en la cual se permite al banco recibir depósitos nominados en ambas monedas. Además, el banco central es responsable por la estabilidad de precios de la economía.

En este escenario, el banco central enfrenta algunas restricciones que no están presentes en economía con una sola moneda. Por un lado, el banco central no tiene la habilidad de imprimir la moneda extranjera y, por tanto, deberá mantener reservas líquidas nominadas en esa moneda a efectos de cumplir la función de PUI. Por otro lado, si para cumplir sus cometidos macroeconómicos el banco central opta por una política de tipo de cambio fijo, la asistencia a bancos con problemas de liquidez reducirá el nivel de tales reservas, con lo cual la credibilidad y, por tanto, la efectividad de la política cambiaria puede verse comprometida. Además, tal asistencia puede representar costos para el banco central aún en el caso en el que asegure mantener una política de tipo de cambio flexible. Hausmann *et al.* (2000) encuentran razones teóricas, y aportan evidencia empírica, que indican que en aquellos países en los cuales la relación de causalidad del tipo de cambio a los precios domésticos es elevada, y existen importantes descalces de monedas, el banco central será proclive a mantener un importante nivel

3 En términos más generales se habla de red de seguridad financiera, la que incluye el contralor sobre otras actividades de los bancos que no constituyen intermediación bancaria (participación en mercados de seguros, fondos de inversión, fondos de pensión, etc.)

de reservas a efectos de intervenir para controlar el nivel y la volatilidad del tipo de cambio. De esta forma, la oposición de intereses entre los objetivos de estabilidad macroeconómica y las responsabilidades de PUI aparecerá exacerbada, con lo cual el banco central tenderá a ser más duro en la provisión de asistencia de última instancia.

En el marco del modelo aquí presentado, el resultado encontrado en Repullo (2000) se refuerza: la asignación óptima de responsabilidades de PUI pasa por conferir tal actividad al banco central para retiros de proporciones pequeñas de los depósitos del banco en dificultades (más pequeñas que las sugeridas por Repullo, 2000) y al seguro de depósitos para retiros de una proporción superior.

En la siguiente sección se presentará la literatura relacionada a la organización de la RSB. En la sección II se desarrollará el modelo y se extraerán las reglas de política de PUI seguidas por el banco central, el seguro de depósitos y por una agencia responsable de las actividades propias del banco central y del seguro de depósitos (agencia integrada). En la sección III se compararán los resultados con aquellos obtenidos por Repullo (2000) y se derivará la asignación óptima de responsabilidades de PUI en una economía bimonetaria. Finalmente, en la sección IV se discutirán otros aspectos relevantes para la organización de la RSB de una economía bimonetaria. El anexo contiene las pruebas de los principales enunciados.

I. Literatura relacionada

La doctrina clásica asigna al banco central la responsabilidad de organizar la actividad de PUI a bancos con problemas de liquidez. De acuerdo a Bagehot (1873) y Thornton (1802), las características y reputación del banco central lo colocan en una posición ideal para coordinar los esfuerzos del sistema bancario con el fin de evitar la propagación de problemas. Según estos autores, el banco central debe seguir una política de asistencia en última instancia claramente definida y consistente en brindar asistencia libremente a aquellos bancos que ofrecieran buenos colaterales (solventes). Además, con el fin de evitar problemas de riesgo moral, tal asistencia debía ser suministrada a una elevada tasa de interés.

Los preceptos de esta doctrina han venido siendo criticados desde diversos ángulos. Por un lado, Goodhart (1999) argumenta que es un mito

la capacidad de distinguir entre problemas de liquidez y de solvencia. Por otro lado, los bancos centrales generalmente no informan sobre los detalles de sus políticas de asistencia en última instancia. Esta ambigüedad constructiva (Enoch *et al.*, 1997), tendiente a disminuir los incentivos de los bancos a la toma de riesgo, encuentra su sustento en la idea de Freixas (1999) de que es óptimo para el banco central seguir una estrategia mixta en la cual rescatará a un banco en problemas con alguna probabilidad positiva. Finalmente, Repullo (2003) concluye que, en oposición al punto de vista general, la existencia de un prestamista de última instancia no incrementa los incentivos de un banco a tomar riesgos, sin embargo, la imposición de elevadas tasas si lo hace.

En la actualidad, no todos los países otorgan las responsabilidades de supervisión bancaria de acuerdo a la doctrina clásica. Como lo muestran los estudios de casos presentados en Bordo (1989) y Goodhart y Schoenmaker (1995 y 1995a), a los que se puede sumar las experiencias recientes de Inglaterra y la Unión Europea, los países se dividen prácticamente en mitades en función de si las responsabilidades de supervisión bancaria son otorgadas al banco central o a una agencia separada.

Goodhart y Schoenmaker (1995 y 1995a) y Haubrich (1996) analizan las ventajas y desventajas de mantener en una misma agencia las responsabilidades sobre la política monetaria y la supervisión bancaria. Un primer argumento a favor de la separación es el conflicto de intereses. Por ejemplo, al brindar asistencia a un banco el supervisor estará modificando la cantidad de dinero en la economía y, por tanto, modificando la política monetaria. De todas formas, este argumento aparece como poco convincente ya que el banco central conocerá exactamente el monto de la asistencia y podrá llevar adelante acciones para ajustar la cantidad de dinero al objetivo monetario. Los autores citan otros dos aspectos que contribuyen a una oposición genuina de intereses. Por un lado, la autoridad monetaria puede estar interesada en mantener altas tasas de interés de corto plazo, mientras que la autoridad bancaria estará preocupada por los efectos que ello tiene para la rentabilidad y solvencia del sistema bancario. Por otro lado, argumentan que las políticas macroeconómicas, en particular la política monetaria, tiende a ser contra cíclica, mientras que las políticas microeconómicas, tienden a acompañar el ciclo económico. En tanto, Goodhart (2000) analiza conceptualmente la tendencia reciente en varias economías de delegar la supervisión bancaria a una agencia especializada

y separada del banco central, e indica que, en adición a la oposición de intereses, las fuerzas detrás de esta tendencia son la creciente complejidad de la estructura del sistema financiero. Desde que las tareas de supervisión son intensivas en tiempo, la distracción de recursos hacia otros objetivos (como la estabilización de precios) en medio de una crisis financiera puede resultar altamente contraproducente. Además, resulta sumamente probable que la reputación del supervisor se vea comprometida, con lo cual la credibilidad que el banco central necesita para ser exitoso en sus políticas monetaria o cambiaria se verá perjudicada.

Por su parte, para Goodhart y Schoenmaker (1995 y 1995a) el principal argumento para la combinación de ambas actividades al interior del banco central es la necesidad de evitar contagios y problemas sistémicos, así como preservar el sistema de pagos. Goodhart (2000) también brinda argumentos a favor de las funciones de supervisor bancario permanezcan en la órbita del banco central. Por un lado, la asistencia de última instancia debe ser suministrada en forma rápida, y es el banco central el que está en mejores condiciones para llevar adelante tal tarea. Por otro lado, el banco central necesita información del sistema bancario a efectos de conducir su política monetaria y cambiaria. Como una conclusión general surge que, independientemente de que las responsabilidades sobre la política de estabilización de precios y supervisión bancaria se concentren en el banco central o en agencias separadas, éstas deberán actuar en permanente interacción y con marcos estatutarios claramente definidos.

Di Noia y Di Giorgio (1999) aportan nuevos argumentos para soportar la tesis de que las responsabilidades de supervisión bancaria deben estar separadas del banco central. Desde el punto de vista teórico, los autores presentan como principal ventaja de la asignación de tareas de supervisión bancaria al banco central el manejo de información más detallada sobre la actividad bancaria y, por tanto, de los efectos y canales de transmisión de la política monetaria o las acciones tendientes a mantener la estabilidad del sistema de pagos. En este mismo sentido, Peek *et al.* (1999) argumentan que tal información incrementa la habilidad de la autoridad monetaria para predecir el camino que seguirá la economía y aumenta la efectividad de la política monetaria. Por un lado, problemas bancarios pueden anticipar problemas macroeconómicos. Además, cambios en las conductas de crédito de los bancos alteran los efectos de la política monetaria. Por otro lado, la información sobre la actividad bancaria puede influenciar directamente las expectativas de los responsables de la política

monetaria. Los autores encuentran evidencia de que la información obtenida mediante la supervisión de los bancos mejora las predicciones sobre inflación y desempleo realizadas por la Reserva Federal de los Estados Unidos, y que sus miembros utilizan tal información al momento de decidir la política monetaria. Esto los lleva a concluir que el rápido acceso a toda la información obtenida a través de las actividades de supervisión bancaria es un requisito para incrementar la efectividad de la política monetaria. Sin embargo, si bien la evidencia indica que la autoridad monetaria debe tener pleno acceso a dicha información, no soporta la hipótesis de que tiene que ser la propia autoridad monetaria la responsable de las actividades de supervisión bancaria.

En tanto, Di Noia y Di Giorgio (1999) presentan como principal desventaja de la asignación de las responsabilidades de supervisor bancario al banco central la inconsistencia de política que se genera al, con un único instrumento, enfrentar dos objetivos: estabilidad monetaria y estabilidad de los intermediarios financieros. La evidencia empírica presentada soporta la existencia de tal oposición de intereses ya que, en aquellos países en los cuales el banco central es responsable de la supervisión bancaria, tanto el nivel como la volatilidad de las tasas de inflación son sustancialmente superiores. Análogos resultados son encontrados por Goodhart y Schoenmaker (1995 y 1995a). Adicionalmente, tal conflicto de intereses alterará las expectativas de los agentes privados tanto sobre la política de estabilización macroeconómica, como sobre la política de supervisión bancaria. A este último respecto, Ioannidou (2002) encuentra evidencia sobre la existencia de efectos significativos de las decisiones de política monetaria de los Estados Unidos sobre las decisiones de supervisión bancaria tomadas por la Reserva Federal.

Finalmente, Di Noia y Di Giorgio (1999) abordan la discusión del tema desde una perspectiva institucional y analizan quién debería pagar por la supervisión bancaria. Argumentan que la solución óptima pasa por dar a una agencia separada del banco central las responsabilidades de supervisor bancario y seguro de depósitos (ya que si la supervisión bancaria es desempeñada por ambas agencias se duplicaría costos). En tanto, para garantizar transparencia e identificar claramente quién paga las diferentes actividades, la financiación del banco central debería estar constituida únicamente por señoraje. Por su parte, la financiación del seguro de depósitos debería ser compartida por la propia industria bancaria y los fondos públicos.

Similar es la recomendación de política relacionada a la organización de la supervisión bancaria contenida en Freixas *et al.* (2003). Esto es, contar con un banco central independiente proveyendo asistencia de última instancia bajo circunstancias específicas y una agencia separada, actuando en representación del fondo de garantía de depósitos, la cual se hará cargo de manejar los casos de quiebra bancaria.

Repullo (2000) y Kahn y Santos (2001) analizan la asignación de responsabilidades de PUI, supervisión bancaria y seguro de depósitos en el marco de la teoría de contratos incompletos. En particular, asumen que una agencia separada del banco central tiene asignada la responsabilidad de asegurar la totalidad de los depósitos de un banco. Este, invierte los depósitos recibidos en un activo no líquido con lo cual, si en un periodo intermedio parte de los mismos son reclamados, el banco enfrentará problemas de liquidez y quebrará salvo que consiga asistencia de un PUI. Este, podrá ser el banco central o el propio seguro de depósitos, al que se le dará la potestad de supervisar al banco para extraer información sobre la calidad de su activo. Desde que el retiro anticipado de depósitos es observable y verificable, pero la señal sobre la calidad del banco es sólo observable por el supervisor y no verificable ante terceros, la decisión de asistir a un banco en problemas dependerá de la función objetivo de la agencia responsable. Debido a que el banco central no incurre en ningún costo directo si el banco no es asistido, a que sus pérdidas esperadas se incrementan con el monto de la asistencia, y a que el seguro de depósitos siempre deberá enfrentar la devolución de los depósitos, se concluye que la asignación óptima de funciones de PUI es aquella en la cual el banco central sea responsable por la asistencia ante retiros de pequeño monto, con relación al tamaño del banco, en tanto el seguro de depósitos sea el encargado de decidir la asistencia en caso de retiros de mayor proporción.

Goodhart y Schoenmaker (1995 y 1995a) indican que el diseño apropiado debe de ser analizado en el contexto de la economía y estructura del sistema bancario en cuestión, más que como un problema abstracto a resolver. Así, en el caso de economías bimonetarias deben ser tenidas en cuenta las implicancias de que la intermediación bancaria sea desarrollada en la moneda doméstica y otra moneda extranjera fuerte.

Goodhart (1999) argumenta que los bancos centrales nacionales, aún con el soporte del propio gobierno, poseen restricciones para la provisión

de asistencia de última instancia en forma ilimitada. Esto es especialmente pertinente para economías en las que la intermediación bancaria se realiza en más de una moneda, ya que tal restricción estará dada por el hecho de que los bancos centrales no pueden crear moneda extranjera ni exigir, como si lo puede hacer en el entorno doméstico, que inversores extranjeros acepten sus promesas de pago. Por su parte, Broda y Levy-Yeyati (2002) indican que cuanto mayor sea la proporción de activos nominados en moneda extranjera en el sistema bancario, mayores serán los incentivos del banco central para mantener reservas líquidas en esa moneda con el objetivo de defender el tipo de cambio y asistir a bancos en problemas. En adición al alto costo fiscal que el mantenimiento de tales reservas impone, Chang y Velasco (1998) alertan sobre los riesgos de la combinación de estos objetivos en economías emergentes. Los autores concluyen que la combinación de un sistema financiero ilíquido y una política de tipo de cambio fijo puede ser letal ya que, si el banco central no actúa como prestamista de última instancia ocurrirán corridas bancarias, en cambio si lo hace, ocurrirán corridas contra la moneda. A su vez, esto socava la capacidad de pago de aquellos prestatarios cuyos ingresos están nominados en la moneda doméstica, con lo cual la probabilidad de ocurrencia de problemas financieros se incrementa.

Por su parte, Broda y Levy-Yeyati (2001 y 2003) analizan los incentivos de los bancos a asumir depósitos en moneda extranjera en una economía bimonetaria. Concluyen que la presencia de una red de seguridad bancaria que no discrimine entre monedas induce a los bancos a financiar sus actividades con depósitos nominados en moneda extranjera, incrementando la participación de esta y, con ello, la exposición a una devaluación.

Otro aspecto relevante para la organización de la red de seguridad del sistema bancario es la calidad del entorno institucional, así como la independencia de las agencias responsables. En este sentido, Goodhart (2000) argumenta que en países menos desarrollados es necesario prestar mayor atención a la calidad e independencia de los cuerpos supervisores y concluye que, desde que los bancos centrales se presentan como más independientes y con mejores recursos es conveniente que la supervisión bancaria les sea asignada.

II. El modelo

Con base en la teoría de contratos incompletos se modela la política de PUI seguida por un banco central independiente, un seguro de depósitos independiente, y un banco central que, además de responsabilidades macroeconómicas sobre la estabilidad de precios, tiene ingerencia en la asistencia de última instancia, la supervisión y regulación preventiva y las actividades propias de un seguro de depósitos (agencia integrada).

El modelo tiene tres periodos. En un periodo inicial ($t = 0$) un *banco* recibe depósitos, de los cuales una proporción I (> 0) están nominados en moneda extranjera y $1 - I$ lo está en la moneda doméstica de la economía. El tipo de cambio (e) se define como el valor en unidades de moneda doméstica de una unidad de la moneda extranjera y se supone igual a 1 en $t = 0$. De esta forma, el valor de los depósitos en $t = 0$, en unidades de moneda doméstica, se normaliza a 1.

Todos los depósitos están asegurados por un fondo de garantía de depósitos y pueden ser retirados tanto en un periodo intermedio ($t = 1$), como en el periodo final ($t = 2$). A efectos de simplificar el análisis se asumirá que, tanto la tasa de interés pagada por los depósitos, como la prima cobrada por el fondo de garantía de depósitos están normalizadas a cero.

En $t = 0$ el *banco* invierte los depósitos, en la misma moneda en la que están nominados, en un activo no líquido cuyo retorno bruto (\tilde{R}) se produce en el periodo final ($t = 2$) en la moneda doméstica.⁴ Se asume que, debido a problemas de información asimétrica, no existe un mercado para dicho activo en $t = 1$, de todos modos, el mismo puede ser liquidado a un valor $L \in (0, 1)$ en moneda doméstica.

En $t = 1$ una proporción $v \in [0, 1]$ de los depósitos, tanto en moneda doméstica como extranjera, es retirada. Desde que se ha asumido que el banco no conserva reservas líquidas, este estará imposibilitado de afrontar tal devolución de depósitos y, por tanto, quebrará salvo que $v = 0$ o consiga

4 Este supuesto captura el hecho de que si bien el *banco* no posee descalce de monedas (por ejemplo porque la regulación se lo impide) el mismo igualmente puede estar presente en el sector real de la economía. Una implicancia directa de esto es que el riesgo de tipo de cambio se presenta a través del riesgo de crédito.

fondos de alguna institución a la que llamaremos *prestamista de última instancia* (PUI).⁵ Con el objetivo de mantener la sencillez, supondremos que la asistencia brindada por el PUI se ofrece a la tasa de riesgo del mercado, la que estará normalizada a cero.

El PUI podrá ser un *banco central* independiente (quien además tendrá responsabilidades sobre la estabilidad de precios), un *seguro de depósitos* independiente (el que también administra el fondo de garantía de depósitos) o el *integrado* de ambos en una única agencia estatal independiente del gobierno. La agencia que asuma las funciones de PUI tendrá la autoridad para supervisar al *banco* a efectos de obtener información sobre la calidad de su activo. Tal actividad proveerá al PUI de una señal $u \in [0,1]$ en $t = 1$ con información sobre \tilde{R} .

En particular se asumirá que:

$$\tilde{R} = \begin{cases} 0 & \text{con probabilidad } 1-u \\ R & \text{con probabilidad } u \end{cases} ; \quad R > 1$$

Esto es, la señal u indica la probabilidad con la que el *banco* es crediticiamente exitoso.

Tanto la proporción de depósitos que es retirada en $t = 1$ (v), como la señal sobre la calidad del activo (u), se asumen como realizaciones de dos variables aleatorias independientes \tilde{v} y \tilde{u} respectivamente. Es importante resaltar que existe una diferencia importante entre v y u desde el punto de vista contractual. Mientras que la primera se asume observable y verificable en $t = 1$, la segunda es observable por la agencia encargada de la supervisión del *banco* pero no es verificable por terceras partes. Esto determina que la política de PUI no pueda ser especificada de antemano como una regla contingente de la realización de \tilde{u} y, por tanto, dependerá de la decisión de la agencia participante.

5 Se debe notar que, si bien el no brindar asistencia no representa una política de clausura en el sentido de retirar la licencia para actuar como banco (lo que generalmente es potestad del regulador), igualmente determina la liquidación por parte del mercado del banco con problemas de liquidez.

Si el *banco* es liquidado en $t = 1$, o no lo es pero sus activos en $t = 2$ no son suficientes para cubrir la totalidad de sus pasivos, se genera un costo ($c > 0$) sobre el resto de la economía. El mismo incluye no sólo los costos directos de liquidación (costos administrativos, de devolución de depósitos por parte del fondo de garantía de depósitos, etc.) sino las externalidades relacionadas al contagio a otros bancos, la distorsión sobre el sistema de pagos y los mecanismos de transmisión de la política monetaria y cambiaria, la ruptura de las relaciones de prestamista-prestatario, etc. Por su parte, la valoración privada de c por parte del PUI podrá ser diferente de la valoración social ya que aquel no necesariamente internaliza todos los costos. En particular se asumirá que si el PUI es el *banco central* tal valoración será bc con $b \in (0,1)$; si es el *seguro de depósitos* será gc con $g \in (0,1)$; en tanto si el PUI es el *integrado* de ambos será

$$yc = \frac{b+g}{2} c. \quad 6$$

Finalmente, se asume que el *banco central* es responsable de mantener la estabilidad de precios en la economía. A efectos de cumplir tal función mantiene un stock de reservas en moneda extranjera (K) con el objetivo de actuar en el mercado de esa moneda a efectos de fijar el tipo de cambio en 1. El mantenimiento de tal política depende crucialmente de que el *banco central* posea una cantidad suficiente de moneda extranjera para intervenir ante desvíos del tipo de cambio respecto al objetivo (Krugman, 1979; Obstfeld, 1986). Tales reservas dan credibilidad a la política elegida por el *banco central*, con lo cual, una caída en el nivel de las mismas repercutirá directamente sobre las expectativas del mercado. Esto es, si las reservas del *banco central* caen, los agentes percibirán como menos probable que el *banco central* sea capaz de mantener el valor del tipo de cambio y, por tanto, esperarán que este sea superior en el siguiente periodo. Para mantener las cosas simples, se asumirá que, al igual que en $t = 0$, el tipo de cambio en $t = 1$ es igual a 1. En tanto, el tipo de cambio que regirá en $t = 2$ es, en $t = 1$, una variable aleatoria independiente de v y u : $\tilde{e} = 1 - \Delta K + \tilde{e}$, donde \tilde{e} tiene función de densidad $f(\tilde{e})$, función de distribución acumulada $\Phi(\tilde{e})$ y media nula. Tal formulación captura las expectativas del mercado sobre la posibilidad de que el *banco central* pueda mantener su política en el siguiente periodo.

6 Desde que el *banco central* estará también interesado en la política monetaria y cambiaria para mantener la estabilidad de precios, es de esperar que su valoración de las externalidades sea superior a la del *seguro de depósitos*: $b > g$

A. La política de PUI socialmente óptima

A efectos de contar con una referencia a partir de la cual efectuar comparaciones sobre los costos asociados a asignar las funciones de PUI a las diferentes agencias, se resolverá la política de PUI socialmente óptima.

Tal política se encontrará en el caso en el que la señal u es verificable. En tal caso, un maximizador social optará por aquella política que maximice el valor esperado del retorno del *banco* neto de la devolución de depósitos y del costo c .

De esta forma, si no se asiste al *banco* que ha sufrido el retiro de una proporción v de sus depósitos en $t = 1$, el activo del *banco* será liquidado a un valor L y la sociedad enfrentará un costo c , mientras que la totalidad de los depósitos deberán ser devueltos (el valor de los mismos en moneda doméstica es: $I \times 1 + (1 - I) = 1$). Así, el costo social de no asistir al *banco* será: $1 + c - L$.

En tanto, si se asiste al *banco*, este no será crediticiamente exitoso ($\tilde{R} = 0$) con probabilidad $1 - u$ en $t = 2$, y en ese caso, la sociedad enfrentará el costo c y la devolución de la totalidad de los depósitos en $t = 2$ (el valor esperado de los mismos en moneda doméstica será: $I \times E(\tilde{e}) + (1 - I)$, que es igual a 1 desde que, en este caso, $E(\tilde{e}) = 1$). Así, el costo social esperado en este caso será: $1 + c$. Por su parte, el banco será crediticiamente exitoso ($\tilde{R} = R$) con probabilidad u . En este caso, en $t = 2$ el activo del *banco* será suficiente para cubrir los depósitos si $\tilde{e} < \frac{R-1}{I} \equiv \bar{e}$ ⁷, con lo cual el costo social esperado será negativo e igual a: $I \times E[\tilde{e} | \tilde{e} < \bar{e}] + (1 - I) - R$. En tanto, si el activo no es suficiente para cubrir los depósitos el costo social esperado será: $I \times E[\tilde{e} | \tilde{e} \geq \bar{e}] + (1 - I) + c - R$. En el anexo se presentan los cálculos por los que se arriba a que el costo social esperado en caso de que se asista al *banco* y este sea crediticiamente exitoso en $t = 2$ es: $1 + [1 - \Phi(\bar{e})]c - R$.

La política de PUI óptima será asistir al *banco* si:

⁷ El activo es suficiente si $R > I\tilde{e} + (1 - I)$. La condición se obtiene fácilmente al notar que, en este caso, $e = 1 + \tilde{e}$

$$u \times \left\{ 1 + \left[1 - \Phi(\bar{e}) \right] c - R \right\} + (1-u) \times (1+c) \leq 1+c-L$$

lo que implica que:

$$u \geq \frac{L}{R + \Phi(\bar{e})c} \equiv u^{OP} \tag{1}$$

B. La política de PUI del *banco central*

Si la señal u es no verificable, la regla óptima no podrá ser especificada de antemano como una función de la realización de \tilde{u} y en ese caso la política de PUI dependerá de la decisión de la agencia responsable.

Si es el *banco central* el responsable de brindar asistencia de última instancia al *banco* ante el retiro de una proporción v de sus depósitos en $t = 1$, el mismo seleccionará aquella política que minimice el valor esperado de su función de costos. Esta, se compondrá tanto de los costos directos (m_{bc}) involucrados en la operación de asistencia como de los costos indirectos (M_{bc}) sobre los objetivos del *banco central* en materia de estabilización de precios: $m_{bc} + aM_{bc}$ donde $a \geq 0$ indica la importancia relativa de ambos componentes.

Con respecto al último, se asumirá que el *banco central* maneja una función de pérdidas del tipo $|e-1|$, con lo cual el valor esperado en $t = 1$ de M_{bc} será igual a cero si no se realiza asistencia y será igual a Iv si se asiste a un *banco* que a sufrido el retiro de una proporción v de sus depósitos.

Los costos m_{bc} serán b_{bc} si no se brinda asistencia al *banco*. En tanto, si se brinda asistencia y el *banco* no es crediticiamente exitoso en $t = 2$, el costo esperado por el *banco central* estará dado por la pérdida de la asistencia brindada y su valoración de c :

$Iv \times E(\tilde{e}) + (1-I)v + b_{bc} = (I^2v + 1)v + b_{bc}$. Puede resultar esclarecedor notar que, desde que el *banco central* vio reducidas sus reservas de moneda extranjera en una cantidad Iv como fruto de la asistencia, el valor esperado en $t = 1$ del tipo de cambio para $t = 2$ será: $E(\tilde{e}) = 1 + Iv$. Por su parte, si el *banco* es crediticiamente exitoso se distinguen tres casos: (a) si $e < \bar{e} - Iv$ R es suficiente para devolver tanto los depósitos que no fueron retirados en

$t = 1$ como la asistencia del *banco central*. Por tanto, el costo esperado por el *banco central* es igual a cero. (b) Si $\bar{e} - Iv \leq e < \underline{e} \equiv \frac{R - (1-v)(1+I^2v)}{I(1-v)}$, R será suficiente para la total devolución de los depósitos que no fueron retirados en $t = 1$, sin embargo, no lo será para devolver aquellos y la totalidad de la asistencia brindada por el *banco central*. Asumiendo que los depositantes son deudores preferenciales, el *banco central* tendrá, en este caso, un costo esperado igual a: $I \times E[\tilde{e} | \bar{e} - Iv \leq e < \underline{e}] + (1-I) + bc - R$. (c) Si $e \geq \underline{e}$, R no será suficiente para la devolución total de depósitos y asistencia pero, desde que el *banco central* no tiene responsabilidad por la devolución de los depósitos, tendrá limitada su pérdida a esta última. Por tal razón, el costo esperado en este caso será igual a: $Iv \times E[\tilde{e} | e \geq \underline{e}] + (1-I)v + bc$. Resumiendo, el costo esperado por el *banco central* si asiste al *banco* y este es crediticiamente exitoso será:

$$J(v) = [\Phi(\underline{e}) - \Phi(\bar{e} - Iv)] [I \times E[\tilde{e} | \bar{e} - Iv \leq e < \underline{e}] + (1-I) + bc - R] + [1 - \Phi(\underline{e})] [Iv \times E[\tilde{e} | e \geq \underline{e}] + (1-I)v + bc]$$

Entonces, el *banco central* elegirá asistir al *banco* si:

$$u \times J(v) + (1-u) \times [(I^2v + 1)v + bc] + av \leq bc$$

lo que implica que:

$$u \geq \frac{(I^2v + 1)v + av}{(I^2v + 1)v + bc - J(v)} \equiv u^{BC}(v) \tag{2}$$

C. La política de PUI del *seguro de depósitos*

El *seguro de depósitos*, al igual que el *banco central*, fijará su política de PUI en función de su función de costos. De esta forma, si el *seguro de depósitos* no asiste a un *banco* este será liquidado y, a diferencia del *banco central*, el *seguro de depósitos* deberá cubrir aquella parte de los depósitos que no sean cubiertos con el valor de liquidación del *banco*.

Además, sufrirá su valoración del costo c , con lo cual el costo de no asistir al *banco* será: $1 + gc - L$.

En tanto, si asiste al *banco* y este no es crediticiamente exitoso en $t = 2$, el *seguro de depósitos* no sólo perderá su asistencia inicial ($Iv + (1 - I)v$), sino también el valor esperado de los depósitos que no fueron retirados en $t = 1$ ($(1 - v) \left[I E(\tilde{e}) + (1 - I) \right]$) y su valoración del costo social c . Desde que el *banco central* no interviene $E(\tilde{e}) = 1$, con lo cual el costo esperado en este caso será igual a: $1 + gc$.

Por su parte, si el *banco* es crediticiamente exitoso en $t = 2$ y $e < \bar{e}$ el retorno del activo del *banco* será suficiente para cubrir la totalidad de los depósitos y, por tanto, el *seguro de depósitos* tendrá costos nulos. Sin embargo, si $e \geq \bar{e}$ tal retorno no será suficiente, con lo cual el *seguro de depósitos* deberá cubrir la parte de los depósitos no devueltos por el *banco*, además de sufrir su valoración del costo c . El costo esperado para el *seguro de depósitos* en este caso será igual a:

$$H = \left[1 - \Phi(\bar{e}) \right] \left[I \times E \left[\tilde{e} \mid \bar{e} \leq e \right] + (1 - I) + gc - R \right].$$

Con esto, el *seguro de depósitos* preferirá asistir al *banco* ante un retiro de una proporción v de sus depósitos si:

$$u \times H + (1 - u) \times (1 + gc) \leq 1 + gc - L$$

lo que implica:

$$u \geq \frac{L}{1 + gc - H} \equiv u^{SD} \quad (3)$$

D. La política de PUI de la *agencia integrada*

Consideremos ahora el caso en el cual la *agencia responsable* de la asistencia en última instancia es además responsable de las tareas de *banco central* y del *seguro de depósitos*. En tal caso, si la *agencia integrada* no brinda asistencia al *banco* deberá afrontar el costo de cubrir la devolución de los depósitos por aquella parte no cubierta con el valor de la liquidación del activo del *banco*, además de su valoración del costo social c : $1 + yc - L$.

Por su parte, si la *agencia integrada* brinda su asistencia afrontará el costo esperado de distorsionar su política cambiaria (Iv), además de los costos esperados por la asistencia misma. Estos últimos, en el caso en que el *banco* no sea crediticiamente exitoso en $t = 2$, corresponderán a su valoración del costo c , a la asistencia suministrada ($Iv + (1 - I)v$) y el valor esperado de los depósitos que no fueron retirados en $t = 1$, lo que serán cubiertos en $t = 2$ por la *agencia integrada* en su función de *seguro de depósitos* ($(1 - v) [IE(\tilde{e}) + (1 - I)]$). Es necesario notar que, debido a que la misma agencia que brinda la asistencia es responsable de las actividades del *banco central*, las expectativas sobre el tipo de cambio en $t = 2$ serán: $E(\tilde{e}) = 1 + Iv$, con lo cual el costo esperado en este caso será igual a: $1 + yc + (1 - v)I^2v$.

En tanto, si la *agencia integrada* brinda su asistencia, el *banco* es crediticiamente exitoso y $e < \bar{e} - Iv$, el costo esperado será igual a cero. En cambio, si $e \geq \bar{e} - Iv$ no será suficiente para cubrir la totalidad de los depósitos, con lo cual la *agencia integrada* afrontará un costo esperado igual a: $I(v) = [1 - \Phi(\bar{e} - Iv)] [I \times E[\tilde{e} | \bar{e} - Iv \leq e] + (1 - I) + yc - R]$.

De esta forma, la *agencia integrada* elegirá brindar su asistencia si:

$$u \times I(v) + (1 - u) \times [1 + yc + (1 - v)I^2v] \leq 1 + yc - L$$

lo que implica que:

$$u \geq \frac{L + (1 - v)I^2v + alv}{1 + (1 - v)I^2v + yc - I(v)} \equiv u^I(v) \tag{4}$$

III. ¿Cuál es la asignación óptima de responsabilidades de PUI?

Para dar respuesta a esta pregunta, y mantener la simplicidad sin perder generalidad, se asumirá que $f(e) = 0 \quad \forall e > \bar{e}$. Esto implica que $\Phi(\bar{e}) = \Phi(\underline{e}) = 1$ y, por tanto, $H = 0$. Si además el *banco central* y el *seguro de depósitos* tienen la misma valoración de c , se obtiene: .

$$J(v) = I(v) = J^*(v) \equiv \left[1 - \Phi(\bar{e} - Iv) \right] \left[I \left(\int_{\bar{e}-Iv}^{+\infty} (1 + Iv + e) \frac{f(e)}{1 - \Phi(\bar{e} - Iv)} de - 1 \right) + 1 + yc - R \right].^8$$

En la Tabla 1 se presentan la reexpresión de las ecuaciones (1) a (4) bajo estos supuestos, así como las reglas de políticas a las que arriba Repullo (2000).

De esta forma, tanto la política de PUI socialmente óptima, como la seguida por un *seguro de depósitos* independiente ((1') y (3') respectivamente), son iguales en el caso de una o dos monedas. La intuición detrás de este resultado es sencilla, desde que la agencia responsable de la actividad de PUI no posee responsabilidades sobre la estabilización de precios, su accionar no socava la credibilidad de los agentes sobre el mantenimiento de la política cambiaria y, por tanto, no distorsiona las expectativas sobre el tipo de cambio del siguiente periodo.

Fácilmente puede apreciarse que $u^{OP} \in (0, 1)$ desde que $0 < L < 1 < R$ y $c > 0$, así como que $u^{SD} > u^{OP}$ debido a que el *seguro de depósitos* no internaliza plenamente el costo social c ni considera el valor del activo del *banco* en el caso en que aquel sea crediticiamente exitoso. De esta forma, el *seguro de depósitos* será más estricto que lo socialmente óptimo para todo valor de v . Además, ninguno de los dos umbrales depende de la proporción de depósitos retirados (v) ya que, al estar los depósitos plenamente asegurados, no existen incentivos para que los depositantes extraigan información sobre la calidad del activo del *banco* y tomen sus decisiones de retiro en función de ella. Con esto, la proporción de depósitos retirados (v) no posee información relevante sobre la variable \tilde{u} .

8 El no cumplimiento de este supuesto sólo implica el incremento de los umbrales de política de las diferentes agencias, no modificando los hallazgos cualitativos pero complicando el álgebra.

Tabla 1
Reglas de política del PUI

PUI	Una moneda (Repullo, 2000)	Dos monedas
<i>Óptimo</i>	$u \geq \frac{L}{R+c} \equiv u^{OPR}$	$u \geq \frac{L}{R+c} \equiv u^{OP}$ (1')
<i>Banco Central</i>	$u \geq \frac{v}{v+y_c} \equiv u^{BCR}(v)$	$u \geq \frac{(I^2 v + 1)v + aIv}{(I^2 v + 1)v + y_c - J^*(v)} \equiv u^{BC}(v)$ (2')
<i>Seguro de Depósitos</i>	$u \geq \frac{L}{1+y_c} \equiv u^{SDR}$	$u \geq \frac{L}{1+y_c} \equiv u^{SD}$ (3')
<i>Agencia Integrada</i>		$u \geq \frac{L + (1-v)I^2 v + aIv}{1 + (1-v)I^2 v + y_c - J^*(v)} \equiv u^I(v)$ (4')

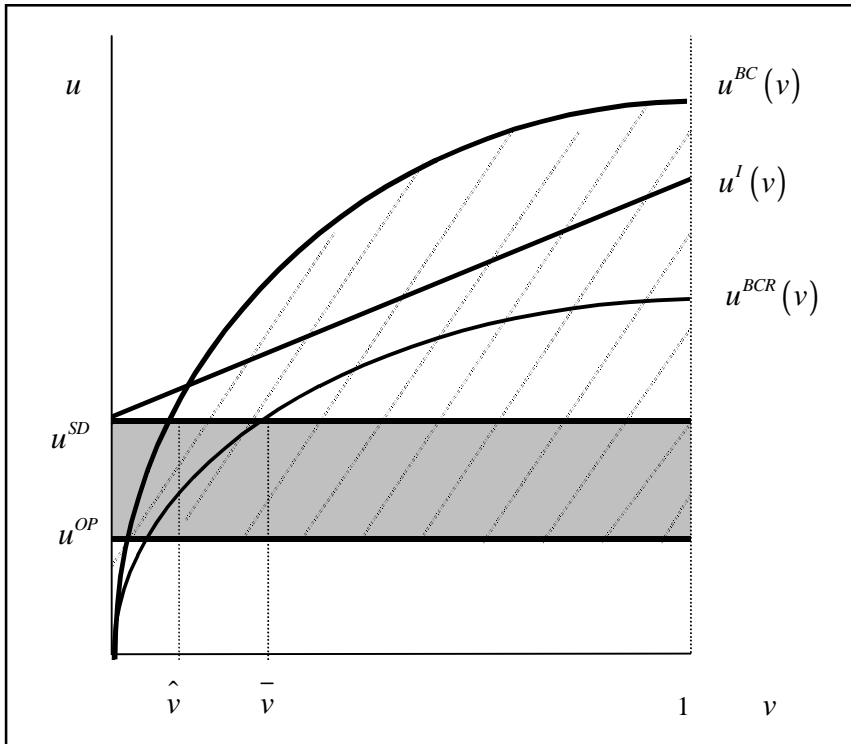
Por su parte, la política de PUI seguida por el *banco central* es contingente en la proporción de depósitos retirados. Existen dos efectos que se refuerzan para obtener este resultado. Por un lado, las potenciales pérdidas en las que el *banco central* pueda incurrir por su asistencia se encuentran acotadas al valor esperado de la asistencia misma más la valoración del costo social. Con esto, ante un retiro mayor de depósitos, el *banco central* exigirá una mayor probabilidad de éxito crediticio para brindar su asistencia. Por otro lado, desde que el *banco central* es además responsable por la estabilidad de precios de la economía, su política de PUI distorsionará aquella al modificar las expectativas sobre el tipo de cambio futuro. Esto tendrá un costo directo para el *banco central* a través de su función de costos (M_{bc}), pero también repercutirá sobre el costo esperado de la asistencia al incrementar el valor esperado de aquella parte brindada en moneda extranjera.

Además, puede probarse que $u^{BC}(0) = 0$ y que $u^{BC}(v) > u^{BCR}(v)$ para todo $v \in (0,1]$. Es decir, el *banco central* de una economía con dos monedas será más estricto en su política de PUI que en el caso de una economía con sólo una moneda. Este resultado está sustentado en los costos que el accionar como PUI acarrea para el *banco central* por el lado de sus responsabilidades sobre la estabilización de precios, así como para su credibilidad y reputación.

De esta forma, el principal resultado presentado en Repullo (2000) se refuerza en el caso bimonetario. Esto es, a efectos de minimizar las diferencias de la política de PUI seguidas por la agencia responsable y lo

socialmente óptimo, tal responsabilidad debería ser conferida al *banco central* para retiros de depósitos de escasa entidad con relación al tamaño del *banco*, en tanto debería trasladarse al *seguro de depósitos* para retiros de mayor entidad.

Figura 1
Políticas de PUI de las diferentes agencias



Desde que $u^{BC}(v) > u^{BCR}(v)$ para todo $v \in (0,1]$, la proporción de retiro de depósitos \hat{v} en la cual se cumple que $u^{BC}(\hat{v}) = u^{SD}$ será menor que aquella \bar{v} en la cual se cumple que $u^{BCR}(\bar{v}) = u^{SD}$. Con esto, el rango de retiro de depósitos en el cual es preferible la actuación del *banco central* como PUI es más reducido en el caso bimonetario..

La Figura 1 presenta las políticas de PUI de las diferentes agencias. Allí, el área sombreada representa los valores de u y v para los cuales la política seguida por el *seguro de depósitos* es no brindar asistencia al

banco cuando es socialmente óptimo hacerlo. En tanto, el área rayada oblicuamente por encima de u^{OP} representan las combinaciones de valores de u y v para los cuales el *banco central* decide no brindar asistencia y esta es socialmente deseada, mientras que el área rayada por debajo de u^{OP} representa aquellos valores para los cuales el *banco central* es demasiado blando en comparación a lo socialmente óptimo.

Finalmente, se prueba que $u^I(0) = u^{SD}$ y que $u^I(v) > u^{SD}$ para todo $v \in (0,1]$, con lo cual $u^I(v) > u^{SD} > u^{OP}$ para todo $v \in (0,1]$. La sugerencia de política surge directamente: desde que la atribución de responsabilidades de PUI a una agencia que a su vez posee responsabilidad en actividades propias del *banco central* y del *seguro de depósitos* da lugar a políticas de PUI más alejadas del óptimo social que cuando se las atribuye a una agencia que sólo es responsable de las actividades de *seguro de depósitos*, el primer tipo de arreglo organizacional debería ser descartado.⁹

IV. Comentarios finales

En el marco de una economía en la cual la intermediación bancaria se realiza no solamente en la moneda doméstica, sino también en una moneda extranjera fuerte, la agencia responsable de brindar asistencia de última instancia a bancos en problemas cuenta con una restricción adicional. Desde que no puede crear la moneda extranjera debe mantener reservas líquidas nominadas en esa moneda, o contar con canales de crédito de inmediato acceso, a efectos de cumplir la función de PUI.

9 El hecho de que el modelo asuma que el *banco central* sigue una política de tipo de cambio fijo no debe ser entendido como una limitante para la validez de sus conclusiones. Si bien dicho supuesto representa un caso extremo, los resultados cualitativos del modelo se mantendrían apenas el *banco central* o la *agencia integrada*, aún expresando la prosecución de una política de tipo de cambio flexible, tuviesen alguna preocupación sobre el nivel o la volatilidad del mismo. A este respecto, Hausmann *et al.* (2000) proveen fundamentos teóricos y evidencia empírica para explicar los diferentes comportamientos que adoptan países con sistemas cambiarios de flotación. En particular, los autores argumentan que en aquellos países con importantes descalces de monedas (tal es el caso del modelo aquí presentado) los bancos centrales encontrarán óptimo, en el sentido de que minimiza su función de pérdidas, realizar intervenciones en el mercado cambiario con el objetivo de controlar tanto el nivel como la volatilidad del tipo de cambio. Adicionalmente, indican que los países emergentes flotan con un elevado nivel de reservas y escasa volatilidad del tipo de cambio con relación a tales reservas o a la tasa de interés.

En economías de este tipo, tales reservas también suelen ser utilizadas para brindar credibilidad a la política de estabilización de precios (política monetaria o cambiaria) conferida al banco central. Por tal razón, si la actividad de PUI es asignada al banco central, a la restricción antes mencionada se suma la exacerbación de la oposición de los intereses macroeconómicos y microeconómicos, ya que la utilización de un único instrumento para la prosecución de dos objetivos minará la credibilidad de las políticas y la reputación del banco central.

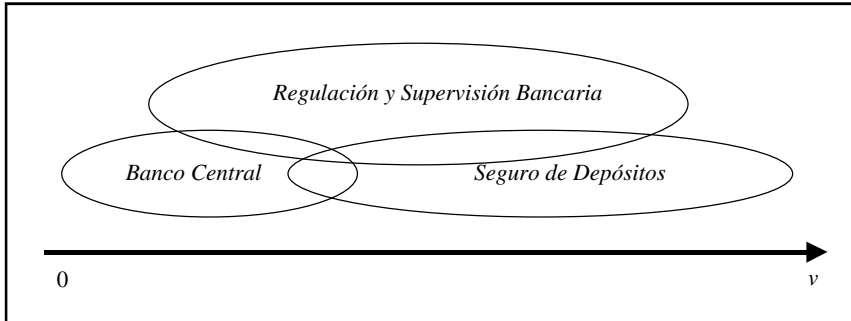
Estos aspectos han sido considerados al analizar la asignación óptima de responsabilidades de PUI a través de un modelo en el cual el banco central, el seguro de depósitos, o una agencia responsable de todas las actividades (agencia integrada) podía cumplir tal función. Desde que la información sobre la calidad del activo (solventía) del banco sólo puede ser observada por la agencia responsable de la supervisión bancaria (que en el modelo coincide con la responsable de la actividad de PUI a fin de evitar duplicación de costos), y no es verificable por terceras partes, la decisión de asistir a un banco en problemas dependerá de la función objetivo de la agencia asignada a las tareas de PUI, la que no necesariamente coincide con lo socialmente óptimo. En este marco, existen dos efectos que se refuerzan para explicar el hecho de que, para brindar su asistencia, el banco central exija la existencia de un activo de mayor calidad a medida que el monto de la asistencia requerida aumenta en relación al tamaño del banco. Por un lado, las pérdidas esperadas por el banco central se incrementan con el monto de la asistencia, pero también lo hacen por las distorsiones que la política de PUI impone sobre la política cambiaria. Por otro lado, el separarse de sus objetivos macroeconómicos le impone pérdidas al banco central. Lo anterior determina que, a partir de una baja proporción de retiros de los depósitos del banco, el banco central sea cada vez más estricto que el seguro de depósitos en la provisión de asistencia de última instancia. Debido a que esta última agencia siempre tiene responsabilidad sobre la devolución de los depósitos, y no internaliza totalmente los costos sociales que la quiebra bancaria apareja, su regla de política no será contingente en la proporción de depósitos retirada pero, sin embargo, siempre será más estricta que la socialmente óptima.

El principal resultado es entonces que la asignación óptima de responsabilidades de PUI pasa por asignar tal responsabilidad al banco central para retiros de pequeña proporción en relación al tamaño del banco,

y al seguro de depósitos para retiros de mayor porte. Si bien este resultado es conceptualmente análogo al encontrado por Repullo (2000), las características de la economía bimonetaria exacerbaban la oposición de intereses al interior del banco central, determinando que el umbral a partir del cual las responsabilidades de PUI deben ser conferidas al seguro de depósitos sea sustancialmente menor.

Algunos aspectos adicionales deben ser tenidos en cuenta para completar una propuesta de organización de la RSB en una economía bimonetaria. Primero, si bien será óptimo que ante retiros de grandes proporciones de los depósitos de un banco sea el seguro de depósitos quien decida la asistencia, no hay impedimentos para que la misma sea canalizada a través del banco central. Es más, esta institución es, sin dudas, la que se encuentra mejor posicionada para intervenir rápida y exitosamente en el sistema bancario. Segundo, la comunicación entre ambas agencias es un pilar fundamental para el buen funcionamiento de la RSB. Generalmente, las crisis bancarias comienzan con el retiro paulatino de los depósitos de algunos bancos en el sistema. En tales circunstancias, el banco central es demasiado blando en la provisión de asistencia de última instancia, con lo cual la misma se puede extender más allá de lo socialmente deseado. Tercero, la duplicación de las actividades de supervisión y regulación bancaria generará también la duplicación de costos, y si bien el banco central incrementa la calidad de sus políticas al utilizar tal información, el seguro de depósitos también ve favorecido su accionar por el manejo de la información proveniente de la supervisión bancaria. Es más, tal información es un requisito tanto para decidir su política de PUI, como para fijar primas ajustadas por riesgos, entre los que se encuentra el de exposición a activos nominados en moneda extranjera. Un cuarto aspecto a tener en cuenta, fundamentalmente para la asignación de las tareas de regulación y supervisión bancaria a una de las agencias nombradas o a una tercera entidad, está relacionado a los costos de transacción económicos que la obtención y transmisión de la información relevante imponen. Similar discusión institucional debería procesarse en cuanto a los costos involucrados en el pasaje de las responsabilidades de PUI de una agencia a otra.

Figura 2
La organización óptima de la RSB



Los resultados del modelo, asociados a los anteriores aspectos, sugieren una organización de la RSB como la que aparece en la Figura 2. Esto es, un banco central que además de sus funciones macroeconómicas esenciales, sea responsable por la provisión rápida de asistencia en última instancia ante retiros de escasa proporción; un seguro de depósitos que, además de actuar como garante de depósitos, decida y en su caso provea, la asistencia de última instancia ante retiros de mayor monto. Ambas agencias manteniendo una fluida y continua comunicación entre sí, así como con una tercera agencia responsable de la supervisión, regulación prudencial, y provisión de información a las otras dos agencias. Si bien esta última agencia, y dependiendo del análisis institucional antes referido, puede formar parte de alguna de las otras agencias (en particular del banco central), debe ser estatutariamente claro que la provisión de información a la otra agencia debe hacerse sin demoras ni restricciones a fin de garantizar el buen funcionamiento de la RSB.

Un quinto aspecto relevante de una organización como la anteriormente propuesta es la transparencia que se gana en cuanto a la financiación de la actividad de las diferentes agencias, ya que si el responsable de la actividad de PUI es el seguro de depósitos, se hace visible la contribución de la propia industria bancaria a la actividad de la RSB. Además, el hecho de que el propio seguro de depósitos sea el responsable de proveer asistencia de última instancia, puede contribuir a mitigar los problemas de riesgo moral.

Referencias

- Bagehot, Walter.** *Lombard Street. A Description of the Money Market.* New York: Scribner, Armstrong & Co., 1873.
- Barth, James; Carpio, Gerard Jr. and Levine, Ross.** “The Regulation and Supervision of Banks Around de World, a New Database”. Working Paper, World Bank, 2001.
- Bordo, Michael D.** “The Lender of Last Resort: Some Historical Insights”. Working Paper 3011, National Bureau of Economic Research, 1989.
- Broda, Christian y Levy-Yeyati, Eduardo.** “Safety Nets and Endogenous Financial Dollarization”. Working Paper, MIT y universidad Torcuato Di Tella, 2001.
- _____. “Dollarization and the Lender of Last Resort”. En Levy-Yeyati, Eduardo y Sturzenegger, Federico Editores, *Dollarization*, Cambridge: The MIT Press, 2002.
- _____. “Endogenous Deposit Dollarization”. Staff Report 160, Federal Reserve Bank of New York, 2003.
- Calomiris, Charles W. y Kahn, Carles M.** “The Role of Demandable Debt in Structuring Optimal Banking Arrangements”. *American Economic Review*, 1991, 81, pp. 497-513.
- Caprio, Gerard Jr. y Klingebiel, Daniela.** “Bank Insolvencies: Cross-Country Experience”. Policy Research Working Paper 1620, World Bank, 1996.
- _____. “Episodes of Systemic and Borderline Financial Crisis” The World Bank Working Paper, 2003
- Chang, Roberto y Velasco, Andrés.** “Financial Crises in Emerging Markets: A Canonical Model”. NBER Working Paper 6606, 1998.
- Dewatripont, Mathias y Tirole, Jean.** *The Prudential Regulation of Banks.* Cambridge: The MIT Press, 1994.
- Diamond, Douglas W. y Dybvig, Philip H.** “Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity”. *Journal of Political Economy*, 1983, 91(3), pp. 401-419.
- Di Noia, Carmine y Di Giorgio, Giorgio.** “Should Banking Supervisión and Monetary Policy Tasks Be Given to Different Agencies?”. Working Paper, 1999.

Enoch, Charles; Stella, Peter y Khamis, May. “Transparency and Ambiguity in Bank Safety Net Operations”. International Monetary Fund Working Paper 97/138, 1997.

Freixas, Xavier. “Optimal Bail-Out Policy, Conditionality, and Creative Ambiguity”. Working Paper, Universitat Pompeu Fabra, 1999.

Freixas, Xavier; Parigi, Bruno M. y Rochet, Jean-Charles. “The Lender of Last Resort: A 21st. Century Approach”. Working Paper 298, European Central Bank, 2003.

Freixas, Xavier y Rochet, Jean-Charles. *Microeconomics of Banking*. Cambridge: The MIT Press, 1997.

Galindo, Arturo and Leiderman, Leonardo. “Living with Dollarization and the Route to Dedollarization”. Working Paper, 2003.

Goodhart, C.A.E. “Myths about the Lender of Last Resort”. *International Finance*, 1999, 2(3), pp. 339-360.

_____. “The Organisational Structure of Banking Supervisión”. Financial Stability Institute Occasional Papers 1, Bank of International Settlements, 2000.

Goodhart, Charles A. E. y Huang, Haizhou. “A Model of the Lender of Last Resort”. International Monetary Fund Working Paper 99/39, 1999.

Goodhart, Charles y Schoenmaker, Dirk. “Should the Functions of Monetary Policy and Banking Supervisión be Separated?”. *Oxford Economic Papers*, 1995, 47(4), pp. 539-560.

_____. “Institutional Separation between Supervisory and Monetary Agencies”. En Goodhart, C.A.E., *The Central Bank and the Financial System*, Cambridge: The MIT Press, 1995a, pp. 333-413.

Haubrich, Joseph G. “Combining Bank Supervisión and Monetary Policy”. *Economic Comentary*, 1996, 11.

Hausmann, Ricardo; Panizza, Ugo y Stein, Ernesto. “Why do Countries Float the Way They Float?”. Working Paper 418, Inter-American Development Bank, 2000.

Honig, Adam. “Dollarization, Exchange Rate Regimes and Government Quality.” Working Paper, Columbia University, 2002.

- _____. "Is There a Link Between Dollarization and Banking Crises?". Working Paper, Columbia University, 2004.
- Honohan, Patrick y Klingebiel, Daniela.** "Controlling Fiscal Costs of Banking Crisis". Working Paper, World Bank, 1997.
- Ioannidou, Vasso P.** "Does Monetary Policy Affect the Central Bank's Role in Bank Supervisión?". *Discusión Paper 2002-54*, CentER, 2002.
- Kahn, Charles M. y Santos, Joao A. C.** "Allocating Bank Regulatory Powers: Lender of Last Resort, Deposit Insurance and Supervisión". Working Paper 102, Bank for International Settlements, 2001.
- Kaufmann, Daniel, Kraay, Aart and Mastruzzi, Massimo.** "Governance Matters III: Governance Indicators for 1996-2002". World Bank Policy Research Department Working Paper, 2003.
- Krugman, Paul.** "A Model of Balance-of-Payment Crises". *Journal of Money, Credit and Banking*, 1979, 11, pp. 311-325.
- Levine, Ross.** "Financial Development and Economics Growth: Views and Agenda". *Journal of Economic Literature*, 1997, 35, pp. 688-726.
- _____. "Bank-Based or Market-Based Financial Systems: Which is Better?". Working Paper 9138, National Bureau of Economic Research, 2002.
- Obstfeld, Maurice.** "Rational and Self-fulfilling Balance-of-Payments Crises". *American Economic Review*, 1986, 76, pp. 72-81.
- Ossa, Fernando.** "Los Bancos Centrales como Prestamistas de Última Instancia". *Cuadernos de Economía*, 2003, 40(120), pp. 323-335.
- Peek, Joe; Rosengren, Eric S. y Tootell, Geoffrey M. B.** "Is Bank Supervisión Central to Central Banking?". *The Quarterly Journal of Economics*, 1999, 114(2), pp. 629-653.
- Quintyn, Marc and Taylor, Michael W.** "Regulatory and Supervisory Independence and Financial Stability". IMF Working Paper WP/02/46, International Monetary Fund, 2002.
- Reinhart, Carmen; Rogoff, Kenneth and Savastano, Miguel.** "Addicted Dollars". NBER Working Paper 10015, National Bureau of Economic Research, 2003.

Repullo, Rafael. “Who Should Act as Lender of Last Resort? An Incomplete Contracts Model”. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 2000, 32(3), pp. 580-605.

_____. “Liquidity, Risk-Taking, and the Lender of Last Resort”. Working Paper, CEMFI y CEPR, 2003.

Thornton, H. *An Enquiry into the Nature and Effects of the Paper Credit of Great Britain*. London: Hatchard, 1802.

Anexo

Prueba de los principales enunciados

A-1 – El costo esperado al derivar la política de PUI óptima en el caso de que el *banco* sea crediticiamente exitoso en $t = 2$ es $1 + [1 - \Phi(\bar{e})]c - R$.

Prueba:

El costo esperado será:

$$\left\{ \Phi(\bar{e}) \left[I \times E[\tilde{e} | e < \bar{e}] + (1 - I) - R \right] + [1 - \Phi(\bar{e})] \left[I \times E[\tilde{e} | e \geq \bar{e}] + (1 - I) + c - R \right] \right\} = *$$

Teniendo presente que, en este caso, $E[\tilde{e} | e < \bar{e}] = \int_{-\infty}^{\bar{e}} (1 + e) \frac{f(e)}{\Phi(\bar{e})} de$ y análogamente $E[\tilde{e} | e \geq \bar{e}] = \int_{\bar{e}}^{+\infty} (1 + e) \frac{f(e)}{1 - \Phi(\bar{e})} de$ y operando se llega a:

$$* = \left\{ I \int_{-\infty}^{+\infty} (1 + e) f(e) de + (1 - I) + [1 - \Phi(\bar{e})]c - R \right\}$$

Desde que $E(e) = 0$, $\int_{-\infty}^{+\infty} (1 + e) f(e) de = 1$. Operando se llega a $* = 1 + [1 - \Phi(\bar{e})]c - R$ ■

A-2 – $J^*(0) = 0$ y $\frac{\partial J^*(v)}{\partial v} > 0$ para todo $v \in (0, 1]$.

Prueba:

$$- J^*(0) = 0 \text{ desde que } \left[1 - \Phi(\bar{e} - Iv) \right] \Big|_{v=0} = [1 - \Phi(\bar{e})] = 0 \quad \blacksquare$$

- Dado

$$J^*(v) \equiv \underbrace{\left[1 - \Phi(\bar{e} - Iv)\right]}_A \underbrace{\left[I \left(\int_{\bar{e}-Iv}^{+\infty} (1 + Iv + e) \frac{f(e)}{1 - \Phi(\bar{e} - Iv)} de - 1 \right) + 1 + yc - R \right]}_B$$

es fácil apreciar que $A \geq 0 \quad \forall v \in (0, 1]$ desde que A es una probabilidad, y que $B > 0 \quad \forall v \in (0, 1]$ desde que representa un costo esperado. Calculando:

$$\frac{\partial A}{\partial v} = I f(\bar{e} - Iv) > 0 \quad \forall v \in (0, 1] \quad \text{y} \quad \frac{\partial B}{\partial v} = I \left[I + \frac{\frac{\partial}{\partial v} \int_{\bar{e}-Iv}^{+\infty} e \frac{f(e)}{1 - \Phi(e)} de}{\frac{\partial}{\partial v}} \right] > 0 \quad \text{ya}$$

$$\text{que} \quad \left| \frac{\frac{\partial}{\partial v} \int_{\bar{e}-Iv}^{+\infty} e \frac{f(e)}{1 - \Phi(e)} de}{\frac{\partial}{\partial v}} \right| < I \quad \forall v \in (0, 1] \quad \text{desde que la media condicional de}$$

e disminuirá menos que proporcionalmente al incremento de la amplitud

del intervalo. Con esto, $\frac{\partial J^*(v)}{\partial v} = \frac{\partial A}{\partial v} B + \frac{\partial B}{\partial v} A > 0 \quad \forall v \in (0, 1] \quad \blacksquare$

A-3 – $u^{BC}(v) > u^{BCR}(v)$ para todo $v \in (0, 1]$.

Prueba: Si la desigualdad se cumple se tiene que:

$$u^{BC}(v) \equiv \frac{(I^2 v + 1)v + \mathbf{al}v}{(I^2 v + 1)v + \mathbf{y}c - J^*(v)} > \frac{v}{v + \mathbf{y}c} \equiv u^{BCR}(v). \text{ Haciendo cálculos y}$$

simplificando términos se obtiene: $\mathbf{al}(v + \mathbf{y}c) + I^2 v \mathbf{y}c > -J^*(v)$ lo cual se cumple para todo $v \in (0, 1]$ desde que todos los parámetros del lado izquierdo, así como $J^*(v)$, son positivos. \blacksquare

A-4 – $u^I(v) > u^{SD}$ para todo $v \in (0, 1]$.

Prueba: Si la desigualdad se cumple se tiene que:

$$u^I(v) \equiv \frac{L + (1-v)I^2v + \mathbf{a}Iv}{1 + (1-v)I^2v + \mathbf{y}c - J^*(v)} > \frac{L}{1 + \mathbf{y}c} \equiv u^{SD}. \text{ Haciendo cálculos y}$$

simplificando términos se obtiene:

$$(1-L)(1-v)I^2v + \mathbf{a}Iv + \mathbf{y}c[(1-v)I^2v + \mathbf{a}Iv] > -LJ^*(v) \text{ lo cual se cumple para todo } v \in (0, 1] \text{ desde que todos los parámetros del lado izquierdo, así como } J^*(v) \text{ y } L, \text{ son positivos. } \blacksquare$$