Moneda y Crédito

Segunda Epoca

221
[2005]

Recent trends in corporate and household finances in Spain:
Macroeconomic implications
Malo de Molina y Restoy

Regímenes cambiarios de facto y de iure:
una aplicación al tipo de cambio yen/dólar
Ledesma, Navarro, Pérez y Sosvilla

El alisamiento de beneficios en las cajas de ahorros españolas:
cuantificación e instrumentos
Blasco y Pelegrin

Nuevo enfoque en la estimación del componente
anormal del resultado
Poveda

FUNDACION
Santander Central Hispano

Moneda y Crédito

Segunda Epoca

221
[2005]

Recent trends in corporate and household finances in Spain: Macroeconomic implications
Malo de Molina y Restoy

Regímenes cambiarios de facto y de iure: una aplicación al tipo de cambio yen/dólar
Ledesma, Navarro, Pérez y Sosvilla

El alisamiento de beneficios en las cajas de ahorros españolas: cuantificación e instrumentos
Blasco y Pelegrin

Nuevo enfoque en la estimación del componente anormal del resultado
Poveda

Suscripción anual:

A. Individual
España ____ 24,04 + IVA = 25 €
Extranjero ____ 27,05 €

B. Instituciones
España ____ 33,05 + IVA = 31,25 €
Extranjero ____ 33,06 €

Números sueltos:

España ____ 15,63 + IVA = 16,25 €
Extranjero ____ 18,53 €

Las solicitudes de suscripción deben enviarse a Moneda y Crédito, S.L., Serrano, 92 - 2º. 28006 Madrid (Tel.: 91 781 51 509

Envío de originales:

Los autores interesados en remitir trabajos para su eventual publicación en la revista deben enviarlo a Moneda y Crédito, S.L., Serrano, 92 - 2º. 28006 Madrid.

© Copyright 1990
Moneda y Crédito, S.L.
C/. Serrano, 92 - 2º. 28006 MADRID
Reservados todos los derechos.
ISSN: 0026-959X
Depósito Legal: M. 925 - 1958
Impreso en España por T.G.A., S.A.

CONSEJO ASESOR

CONSEJO DE REDACCIÓN:

José Viñals, *Banco de España* (Director)
Javier Andrés, *Universitat de Valencia* (Director Adjunto)
J. Ignacio Peña, *Universidad Carlos III* (Director Adjunto)
Javier Gardezábal, *Universidad del País Vasco*

CONSEJEROS:

Philippe Bacchetta, Study Center Gerzensee, Université de Laussane
José Manuel Campa, IESE
Stephen Cecchetti, Brandeis University
Antonio Fatás, INSEAD
Paul de Grauwe, Katholieke Universiteit Leuven
Emilio Huerta. Universidad Pública de Navarra
Lucrezia Reichlin, ECARES, Université Libre de Bruxelles, European Central Bank
Jaume Ventura, Universitat Pompeu Fabra, CREI
Alberto Abadie, Harvard University
Rafael Doménech, Universidad de Valencia
Alejandro Cuñat, University of Essex
Antonio Ciccone, Universitat Pompeu Fabra, CREI

CONTENIDO

Introducción y Resumen **7**

Recent trends in corporate and household finances in Spain: Macroeconomic implications, ... **9**
José Luis Malo de Molina y Fernando Restoy

Regímenes cambiarios *de facto* y *de iure*: una aplicación al tipo de cambio yen/dólar,
Francisco J. Ledesma, Manuel Navarro, Jorge V. Pérez y Simón Sosvilla **37**

El alisamiento de beneficios en las cajas de ahorros españolas: cuantificación e instrumentos **69**
Natividad Blasco y Victoria Pelegrín

Nuevo enfoque en la estimación del componente anormal del resultado **105**
Francisco Poveda

INTRODUCCIÓN Y RESUMEN

En el numero 221 de *Moneda y Crédito* se recogen cuatro trabajos originales de investigación. En el primero de ellos, *Recent trends in corporate and household finances in Spain: Macroeconomic implications,* José Luís Malo de Molina y Fernando Restoy analizan la evolución de la riqueza en manos de las familias y las empresas españolas en los últimos diez años. Un hecho relevante es que el sector privado no financiero ha visto incrementado su exposición a cambios en los tipos de interés y a los precios de los activos financieros, lo cual sugiere cambios considerables en los mecanismos de transmisión de la política monetaria. Sin embargo los autores afirman que esos efectos no están suficientemente recogidos en los modelos macroeconómicos convencionales usados tanto por los bancos centrales como por los analistas de los sectores público y privado. Esta opinión permite a los autores realizar una serie de reflexiones sobre el papel que debe jugar el análisis de la innovación financiera en la evaluación de la situación macroeconómica sobre la que se basan las decisiones de política monetaria en los países del área Euro.

En el segundo articulo del volumen, *Regímenes cambiarios de facto y de iure: una aplicación al tipo de cambio yen/dólar*, Francisco J. Ledesma, Manuel Navarro, Jorge V. Pérez y Simón Sosvilla, tratan de identificar regimenes de tipos de cambio implícitos usando diversos

métodos econométricos. En concreto emplean tres técnicas: el índice de flexibilidad del tipo de cambio de Poirson, el algoritmo para la detección de bandas de fluctuación de Reinhart y Rogoff, y el procedimiento secuencial de Coudert y Dubert para la identificación de regímenes de tipo de cambio. Aplicando las tres técnicas al tipo de cambio Yen/Dolar en el periodo desde 1971 a 2003, encuentran que la identificación de un tipo de cambio como fijo, semifijo o flexible depende del procedimiento de detección utilizado.

En el tercer artículo, *El alisamiento de beneficios en las cajas de ahorros españolas: cuantificación e instrumentos,* Natividad Blasco y Begoña Pelegrin presentan información sobre la magnitud de las prácticas de alisamiento que llevan a cabo las Cajas de Ahorros en España, de cómo las han realizado y cuáles son las partidas contables específicas susceptibles de manipulación. Empleando una nueva propuesta metodológica basada en un estimador *kernel* que genera las funciones de densidad empíricas y suavizadas de las variables de beneficio asociadas a la hipótesis nula de ausencia de manipulación, detectan que el alisamiento que realizan las cajas de ahorros españolas aún no siendo de gran magnitud, puede considerarse significativo. En concreto, encuentran evidencia consistente con la hipótesis de que las variaciones de beneficios debidas a manipulación se explican por las variaciones de las cifras netas de amortizaciones y saneamientos de inmovilizados y activos inmateriales, las cifras netas de insolvencias, y la obra social.

En el cuarto y último trabajo titulado *Nuevo enfoque en la estimación del componente anormal del resultado*, Francisco Poveda, discute un aspecto muy relevante en el análisis de la información financiera: las posibles manipulaciones introducidas de forma discrecional por los directivos en la información que dan a conocer a los usuarios. El trabajo se centra en particular en el análisis de los ajustes por devengo como potencial instrumento a disposición de la discrecionalidad de los elaboradores de la información financiera. Se plantea un modelo desagregado de estimación de ajustes por devengo anormales en el que cada componente se controla por las variables de las que efectivamente depende. El análisis de especificación y potencia del contraste de *earnings management* muestra resultados superiores a los planteamientos de panel derivados del clásico modelo de Jones.

Recent Trends in corporate and household finances in Spain:Macroeconomic implications

Jose Luis Malo de Molina
Banco de España
Fernando Restoy*
Banco de España

ABSTRACT

This paper analyses the trends in corporate and household wealth in Spain over the past decade. It is found that the non-financial private sector has increased its exposure to changes in interest rates and in financial asset prices, which suggests significant changes in the monetary policy transmission mechanism. Nonetheless, it is documented that these effects are insufficiently reflected in the conventional macroeconometric models used by central banks and public- and private-sector analysts.This starting point is taken to reflect on the role to be played, in general, by the analysis of financial developments in evaluating the macroeconomic situation underpinning monetary policy decisions and the implications of financial imbalances for the conduct of economic authorities in the euro area countries.

1. INTRODUCTION

The Spanish economy has undergone far-reaching changes in recent decades. Such changes have altered its position in the world economy owing both to the relative size and to the degree of modernisation Spain has attained. Only three decades back Spain was still conside-

* We thank J. Andrés, J. Ayuso, J.M. Bonilla, O. Bover, J. Peñalosa, A. del Río, J. Segura and an anonymous referee for useful comments and, especially, A. Estrada, I. Hernando, C. Martínez, L. A. Maza and F. Nieto for help with model simulations and data. We are also grateful to participants in the Workshop of Central Bank Chief Economists (London, 23-25 February 2004).

red a developing economy, according to the terminology then used. At present it is among the ten biggest nations on the world stage belonging to the group of industrialised countries, which are in turn the most highly developed economies.

The process has been driven by many factors. But there are, above all, three that have shaped some of the key features of the Spanish economy's current structure. First, isolation has been overcome by growing external openness culminating in EMU membership and full insertion into the global dynamics of the international economy. Second, the interventionist tradition and regulatory rigidity - which accompanied Spain's delayed modernisation - have been abandoned as a result of the firm resolve to extensively liberalise the factor, goods and services markets and refashion the public intervention mechanisms in the economy. And finally, a framework of macroeconomic stability has become firmly rooted after a hazardous course of successes and failures involving convergence and integration into EMU, constituting a vital basis for sustainable growth.

The changes have been especially marked in the financial system, which plays a pivotal role in the efficient use of saving, and therefore in the determination of growth potential, and - of most relevance to the content of this article - in the workings of macroeconomic policies, particularly monetary policy.

In recent decades the Spanish financial system has been transformed. From a situation where practically all financial activities were tightly corseted by numerous restrictions on price-setting and on investment and financing operations, and by rigid cross-border capital controls, it has become an essentially liberalised system. This is the case for prices, instruments, operations and institutions, and is reflected in the full freedom to conduct financial operations abroad. The regulatory framework has been re-oriented and no longer seeks to route financial flows towards specific end-purposes and to protect certain sectors and activities of the domestic economy, but to promote the flexible and efficient working of markets with the necessary safeguards for stability.

Increased competition acted as the main engine of change, heightening pressure on financial institutions' margins and obliging them to improve their efficiency in favour of the intermediation of saving. Inevitably, the pressure exerted by this process, in an economy subject to major convulsions, saw the emergence of certain financial crises. These severely affected the banking system in the first half of the eighties to the point of prompting significant systemic risks

which highlighted the inadequacy of the safety nets in place until then. It was thus necessary to modernise and strengthen the prudential supervision structures for institutions and markets and, as a result, the lines of the financial system map were radically redrawn.

In parallel, the stimuli unleashed as a result of the growing freedom in financial practices helped spur stability-oriented macroeconomic policies, since the markets act as a powerful deterrent against divergent or insufficiently stable policies. For the same reason, financial modernisation provided for orthodox and efficient public-sector financing, strengthening budgetary discipline mechanisms.

These liberalisation-based transformations have changed the institutional framework underpinning agents' economic and financial decisions, helping improve resource allocation in such a way that the greater efficiency of this process enables agents to have access to greater levels of welfare. At the same time, agents have adapted their behaviour to an environment in which the range of available options has increased enormously. Accordingly, the structure of private-sector balance sheets and the characteristics of the instruments therein have changed profoundly, altering many of the constituent parts on which economic policies act and on whose functioning hinge many aspects of the transmission of policy impulses and their final results on the economy.

The aim of this article is, taking the Spanish experience, to address the influence of the changes in the financial system on the monetary policy transmission mechanism, so as to draw policy implications. The following section therefore attempts to summarise the most significant changes in the Spanish private sector's financial position in the past decade. The third section tackles the implications of these changes for the transmission of monetary impulses. And the final section sets out the economic policy lessons that may be drawn from the Spanish case.

2. CHANGES IN THE PRIVATE-SECTOR FINANCIAL POSITION

The depth of change in the financial system, in parallel with the increase in per capita income, has led the balance sheets of households and non-financial corporations - the relevant sector when considering the impact of financial conditions on consumption and investment.

The accelerated development of the economy has been accompa-

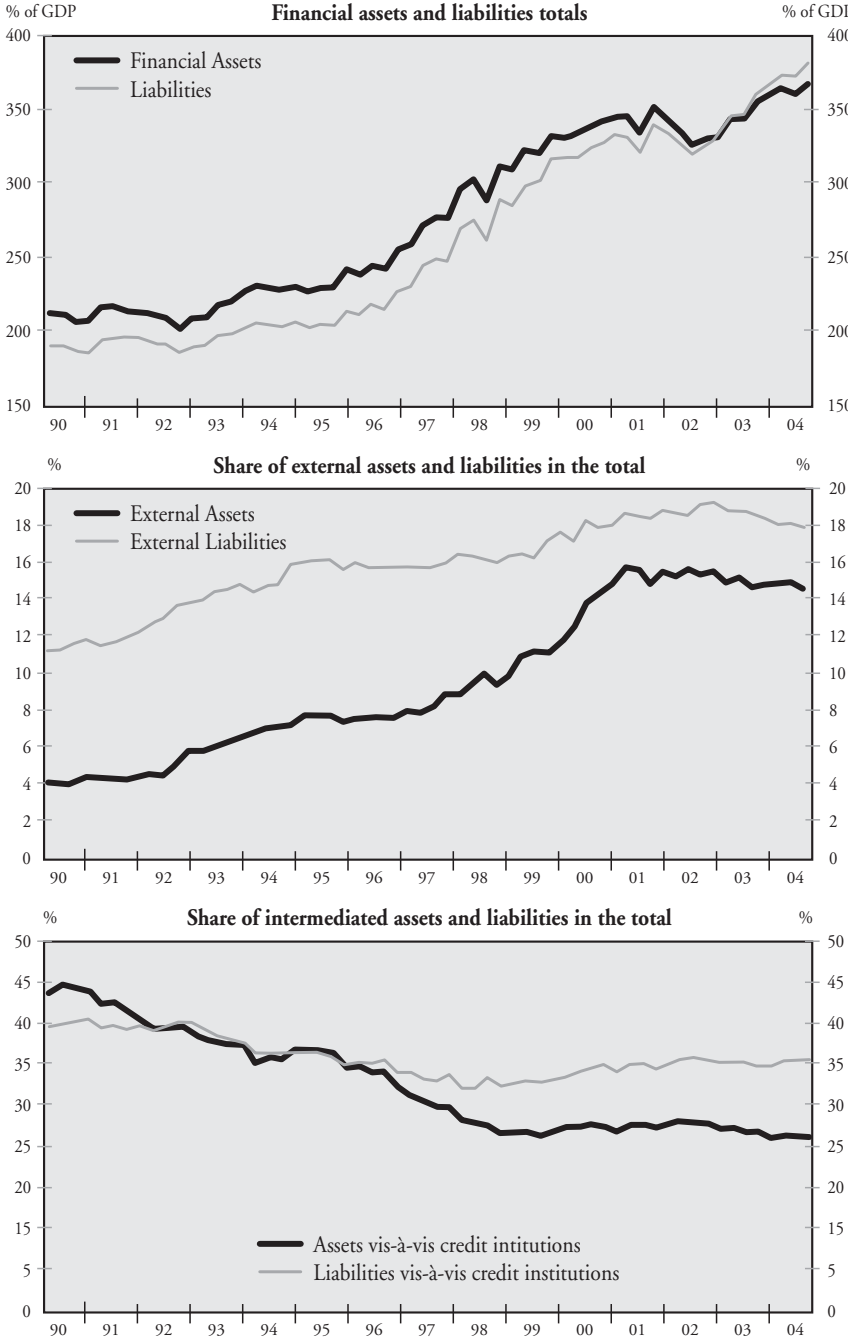
nied by a substantial increase in the wealth of households and non-financial corporations. While much of this increase has been in real assets, given the increased propensity of Spanish households to invest in housing, the financial accounts reflect substantial growth in holdings of financial assets. As can be seen in Chart 2.1, as a proportion of GDP this aggregate sector's financial assets climbed from slightly over 200% in the early nineties to levels hovering, and highly influenced by the ups and downs of capital market prices, at around 350% in the opening years of the new millennium. The phase of fastest growth was in the second half of the nineties. Then, the convergence criteria for joining EMU were met and agents could take decisions under the certainty provided by a sustainable environment of macroeconomic stability and sheltered from the turbulence accompanying the difficult exercise of monetary sovereignty without the necessary tradition of discipline. The revaluation of equities also contributed to these increases in asset holdings.

The higher levels of income and wealth have placed the sector in a position to resort to a greater extent to borrowed funds, taking advantage of the facilities provided by rapid financial innovation and the incentives arising from a sustainable scenario of low-cost debt compared with what had traditionally been the case. Indeed, as can also be seen in Chart 2.1, the sector's debt as a proportion of GDP has grown practically in line with its assets.

The expansion of the overall balance sheet of households and non-financial corporations has run parallel to its internationalisation, in step with the opening up of markets and growing financial integration. The relative weight of external assets has tripled. From scarcely 5% of total financial assets at the outset of the nineties it climbed to almost 15%, with a sizable jump apparent late in the decade as a result of the international expansion of Spanish companies, mainly in Latin America, and the momentum of the international diversification of portfolios further to the adoption of the single currency. The share of foreign financing in total liabilities has also increased, but the change has been less marked, from around 11% to 18%. This asymmetry reflects both the obstacles posed by the structure of the capital controls in force until the early nineties to investment abroad and the secular tendency of the Spanish economy to depend on foreign saving.

A significant aspect when assessing the role of the financial system in the transmission of monetary impulses is the degree of intermedia-

Chart 2.1.
Households and non-financial corporations



Source: Banco de España

tion reflected by the presence on corporate and household balance sheets of asset or liability positions vis-à-vis credit institutions. From this standpoint, developments have been very different on the sector's asset side than on its liabilities side. The presence of instruments issued by credit institutions in the corporate and household asset portfolio has diminished continuously, stabilising at around 25% since 1998 after having accounted for almost 45% of the total, which no doubt means a rapid advance in the financial disintermediation process. By contrast, liabilities to credit institutions have dipped by scarcely a few percentage points from the level of around 40% prevailing at the start of the reference period. That may be interpreted as the persistence of a model characterised by the significant presence of banks in respect of private-sector financing, in step with the tradition prevailing in continental Europe. Both phenomena are illustrated in the lower panel of Chart 2.1.

To move beyond these general aspects, a distinction should be drawn between households, on one hand, and non-financial corporations, on the other, since their behaviour and their respective roles in the monetary policy transmission process differ considerably.

2.1 Households

The changes in the financial behaviour of households since the mid-nineties of the past century relate to a macroeconomic setting highly favourable to household spending decisions as a result of the effects induced by EMU entry. Among other things, these involved improvements in expected income, lower financing costs and an increase in wealth. The sector's saving ratio, defined as the ratio of gross saving to gross disposable income, was therefore on a declining trend during the second half of the nineties, dipping to a low of slightly over 9% during 2001, when it began to pick up slightly. The movement is more marked if the trajectory of net financial saving (the change in financial assets minus the change in financial liabilities) as a proportion of gross disposable income is taken. In this case the decline runs over a longer period and no clear turnaround is observable yet (Chart 2.2). Indeed, the modest reduction in the saving ratio is manifest in the financial accounts as the virtual disappearance of net household financial saving, meaning that, in recent years, households' lending capacity to the other sectors has vanished.

One of the most salient features, and one with the most potential implications for the transmission process, has been the rapid pace at which households have incurred debt. Household debt in proportion to household gross disposable income has increased from a level of 45% in the early nineties more than 100% on the latest available data. As a consequence, Spanish households, which started with a far lower degree of debt than that of the average for the euro area countries, have now reached and overtaken them in a very short time, in response to what has been perceived as a permanent change in the cost of financing. However, the figures for Spain are still considerably lower than those for the United States and the United Kingdom (second panel of Chart 2.2).

From the standpoint of the composition of liabilities, it should be stressed that the driving force of growing debt has been the strong expansion of financing for house purchases. As Chart 2.2 shows, the growing trend of the debt ratio is almost entirely attributable to loans tied to the increase in the sector's real assets, normally mortgages increasingly taken out at floating interest rates. As a result, floating rate loans have come to dominate household financing instruments.[1]

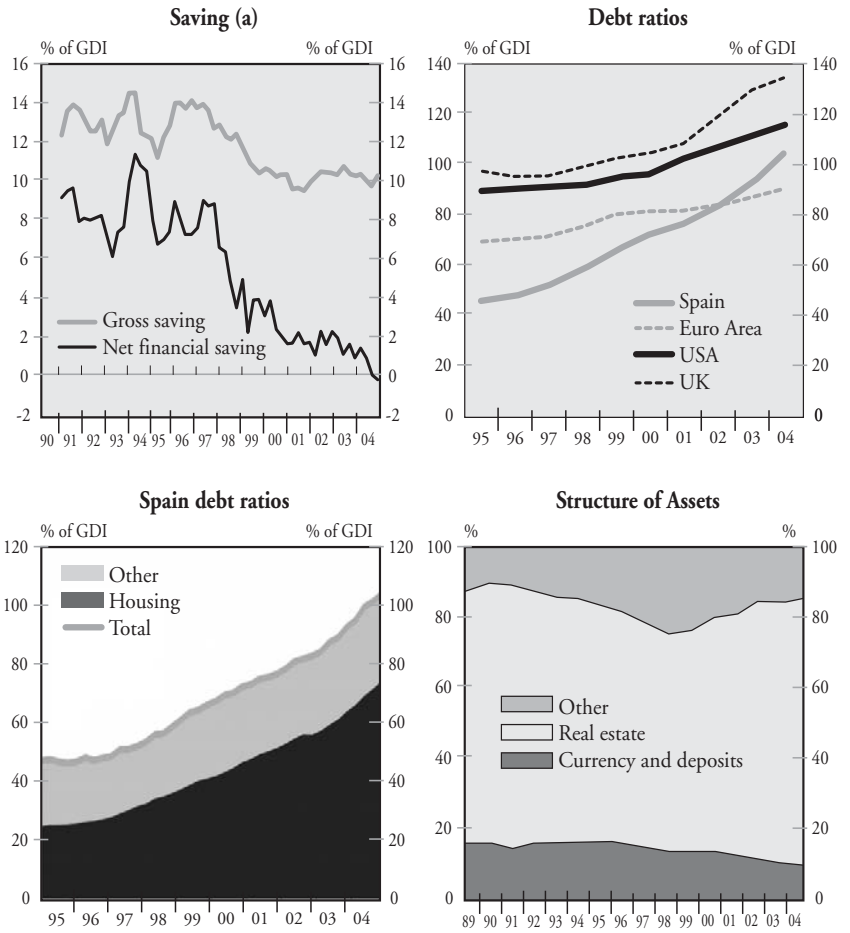
In parallel, there has been a sizable increase in household wealth both in real assets, through the purchase and rising value of housing, and in financial assets. The high increase in household financial wealth has been accompanied by changes in its composition which are significant for the subject tackled in this article[2]. The most stylised features of these changes can be seen in the bottom panel of Chart 2.2, which reflects the relative loss of significance of cash and bank deposits and an increase in tradeable instruments. In particular, households have significantly increased their holdings of shares and other equity, of shares in mutual funds and, to a lesser extent, of technical insurance reserves. Such a change means that, directly or indirectly, the relative weight of equity instruments in the household portfolio has doubled, moving onto an equivalent footing to the share of cash and fixed-income instruments.

---

1. Although there are no data on the characteristics of loans granted to the household sector, according to financial statements by credit institutions, floating rate loans, having accounted in the early nineties for somewhat more than 20% of total loans extended to the other resident sectors (which are the best proxy for households under this sectorisation), now exceed 60%.

2. A detailed description and thorough assessment of some of the related consequences can be found in Maza and Sanchís (2003)

Chart 2.2.
Households



(a) Cumulative four-quarter percentages.
Sources: Federal Reserve, Eurostat, ECB and Banco de España.

As a result of the changes to the asset side of the balance sheet of households, their capital incomes may be said to have become less influenced by changes in interest rates. Moreover, as net saving of the household sector has fallen to virtually zero in the last few years and debt has increased significantly, the influence of interest rate changes on household income should normally have weakened considerably (the income effect). Against this, as the sector's direct exposure to changes in asset values has risen

substantially, the wealth effect of interest rate movements has become more relevant.

2.2 Non-financial corporations

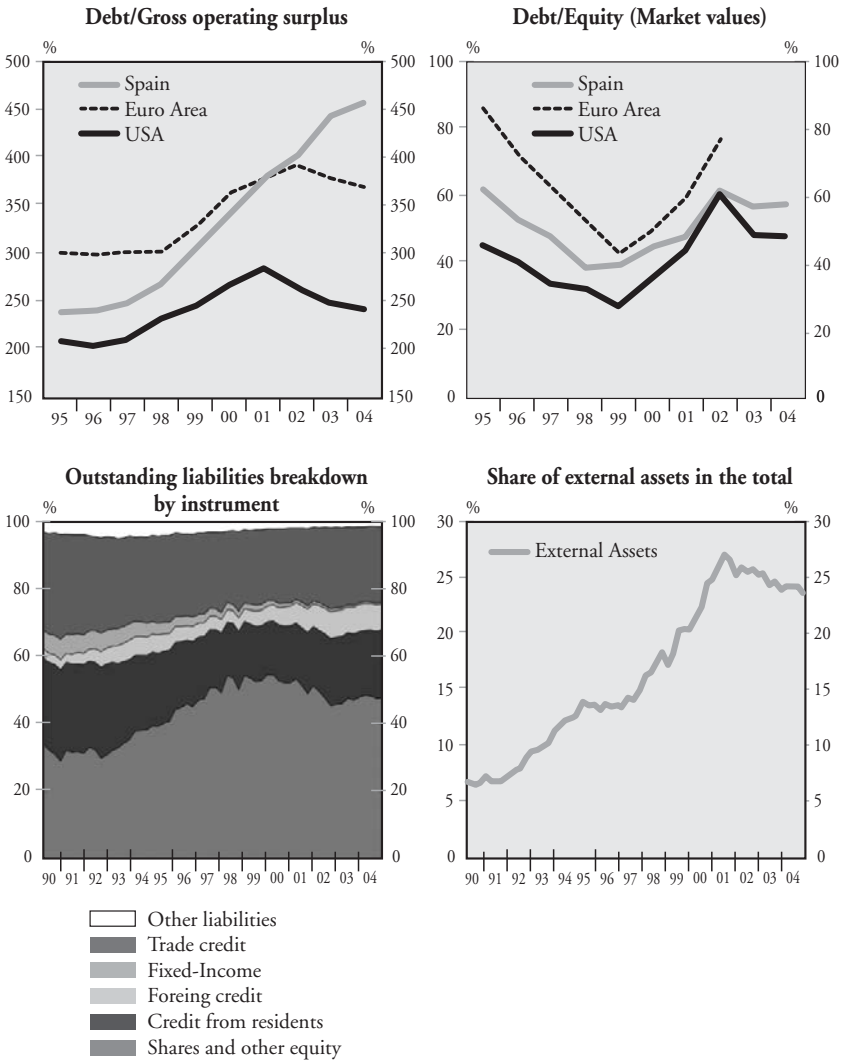
The balance sheet of non-financial corporations has increased along similar lines to that of households, but at a slightly higher rate. As a proportion of GDP, the sector's liabilities have risen from 150% at the start of the period to around 280% on the latest data. Non-financial corporations' debt as a proportion of the gross operating surplus has climbed from a level of less than 250% in the mid-nineties, which was below that of the euro area average, to around 450% at the end of the period, exceeding the euro area reference (Chart 2.3). Nonetheless, in terms of equities valued at market prices, the corporate debt ratio remains in Spain below that in the euro area throughout the period, reflecting a lesser degree of financial leverage.

The composition of liabilities, though naturally affected by the valuation effects prompted by stock market swings, has held relatively stable. Companies have resorted more to the markets to increase their capital through share issues, but external borrowing has continued to reside predominantly on credit, with the exiguous role played by bond issues even diminishing in importance. The relative significance of trade credits has declined somewhat and the share of residents' loans has diminished in favour of greater resort to foreign credit (third panel of Chart 2.3).

The increasing internationalisation of corporations that can be seen in the increased resort to borrowed funds is particularly visible in the rise in foreign assets on the balance sheet. These have climbed from somewhat over 5% of total assets to a level around 25%, reflecting the forceful investment drive by Spanish firms abroad (fourth panel of Chart 2.3). Between 1997 and 2000, Spanish foreign direct investment position as a proportion of GDP increased threefold from around 10% to over 30%.

All these changes considerably heighten the sensitivity of the financial position of companies, and therefore of their decisions, to movements in interest rates and to international events that are transmitted through exchange rate movements, external financial conditions and the capital markets on which the companies are present.

Chart 2.3.
Non-financial corporations

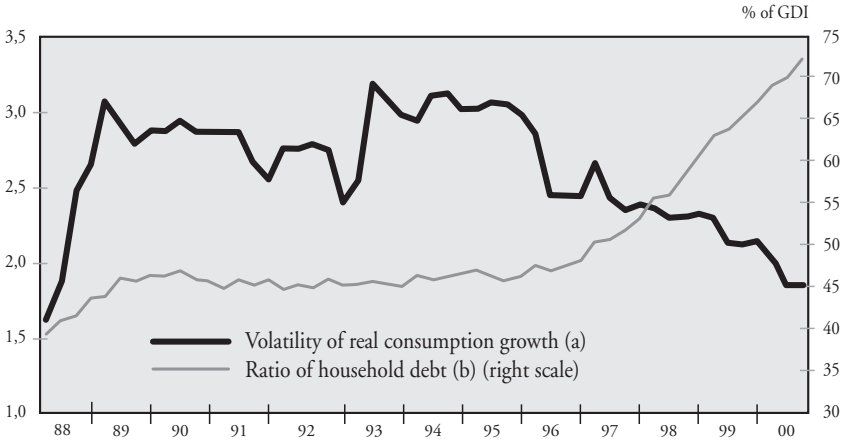


Sources: Federal Reserve, Eurostat, ECB and Banco de España

3. IMPLICATIONS FOR THE MONETARY POLICY TRANSMISION MECHANISM

The development of the Spanish financial system and the changes in the institutional environment have contributed to relaxing some of the restrictions that limited the ability of households and non-finan-

Chart 3.1.
Household debt and consumption volatility



(a) Standard deviation of quarterly real consumption growth at annual rate over the next four years.
(b) Percentage of gross disposable income.
Source: Banco de España

cial firms to distribute their spending decisions over time. This should normally imply a smaller volatility of economic activity. Indeed, Cecchetti et al.(2005) provide evidence that GDP has become substantially less volatile in Spain since 1993. Interestingly, they find that, unlike in other countries, the reduction of output volatility is mainly due to investment (including inventories) as they fail to find a large drop in the variability of private consumption. Using however different sample breaks, it would be rather easier to identify a significant change on consumption volatility. In Chart 3.1 we graph together the debt to income ratio of the household sector and consumption volatility in Spain, measured as the standard deviation of quarterly consumption growth at an annual rate over the next four years. The graph shows that there is no much correlation between both series until 1997. Thereafter, the sharp increase of debt ratios runs in parallel to a substantial reduction on consumption variability, thereby suggesting a relevant positive contribution of financial development to consumption smoothness[3].

For the purpose of this paper, however, the more relevant potential consequence of the changes observed in the balance sheets of

3. Therefore, in the recent past it has emerged in the Spanish Economy the same pattern of a negative correlation between debt and expenditure volatility which has been reported for other economies, such as the US (see Cecchetti et al., 2005, figure 3.1)

households and firms and, in particular, their increased indebtedness are those related to the strength of the transmission of monetary policy impulses to private expenditure.

In frictionless economies, changes in agents' net financial position only affect their spending decisions insofar as they are associated with future income flows. However, in the presence of restrictions on the supply of credit, changes in net worth may change the availability of financing to agents and thereby affect their patterns of consumption and investment. The literature on the "financial accelerator"[4] has highlighted the empirical relevance of the transmission channel that runs through private-sector balance sheets. In the case of Spain, as seen in the previous section the changes seen in the level of debt and in the composition of the assets of corporations and, in particular, of households, might be expected to have reinforced the response of the economy's consumption and investment to changes in interest rates and in the prices of real and financial assets.

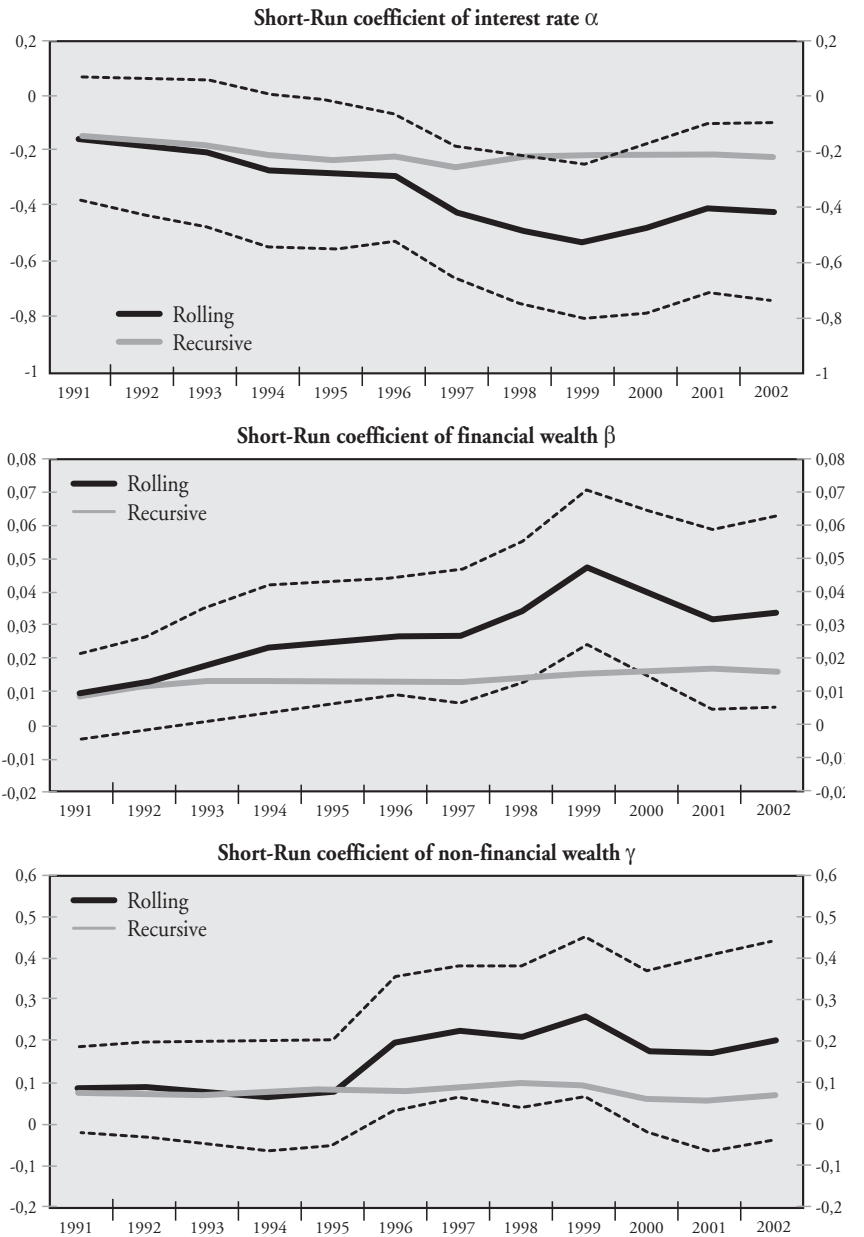
3.2 Macroeconomic evidence

A direct way of analysing the changes in the transmission mechanism is to analyse the stability of the parameters in the econometric specifications of the consumption and investment functions. Using the quarterly model of the Spanish economy (see Estrada et al. 2004) it is possible to analyse the effects on domestic spending of changes in the relevant monetary and financial conditions. This model does not have a well-developed financial block, but it does incorporate financial and housing wealth in the consumption function and a cash-flow variable in the investment function, as well as obviously including the effect of interest rates on the opportunity cost of both types of spending decision.

In general, the parameters of the long-term relationships show no sign of instability. Nor is it easy to formally reject the hypothesis that the short-term parameters of the equations are stable. However, it is likely that those tests had little power to identify changes in the sensitivity of consumption and investment to certain relevant financial variables that could have taken place at the end of the sample. To

4. See, for example, Bernanke et al. (1999) or Gertler et al. (2001).

Chart 3.2.
Consumption function (a)



(a) Specification of consumption function:

$$\Delta pc = 0.00 + 0.35\Delta pc_{-2} + 0.27\Delta hdy + 0.11\Delta hdy_{-1} + \beta\Delta fw_{-2} + \gamma\Delta nfw_{-2} - \alpha\left(\Delta RR_{-2} + \Delta RR_{-3}\right) - 0.11(pc - pc^{*})_{-1}$$

pc= Private consumption. fw= Financial wealth. RR= Real interest rate.
hdy= Household disposable income. nfw= Non-financial wealth.
The dotted lines define the 95% confidence interval of the estimation with rolling samples.
Source: Banco de España

analyse this possibility it is useful to compare recursive and rolling estimations of the macroeconometric model.

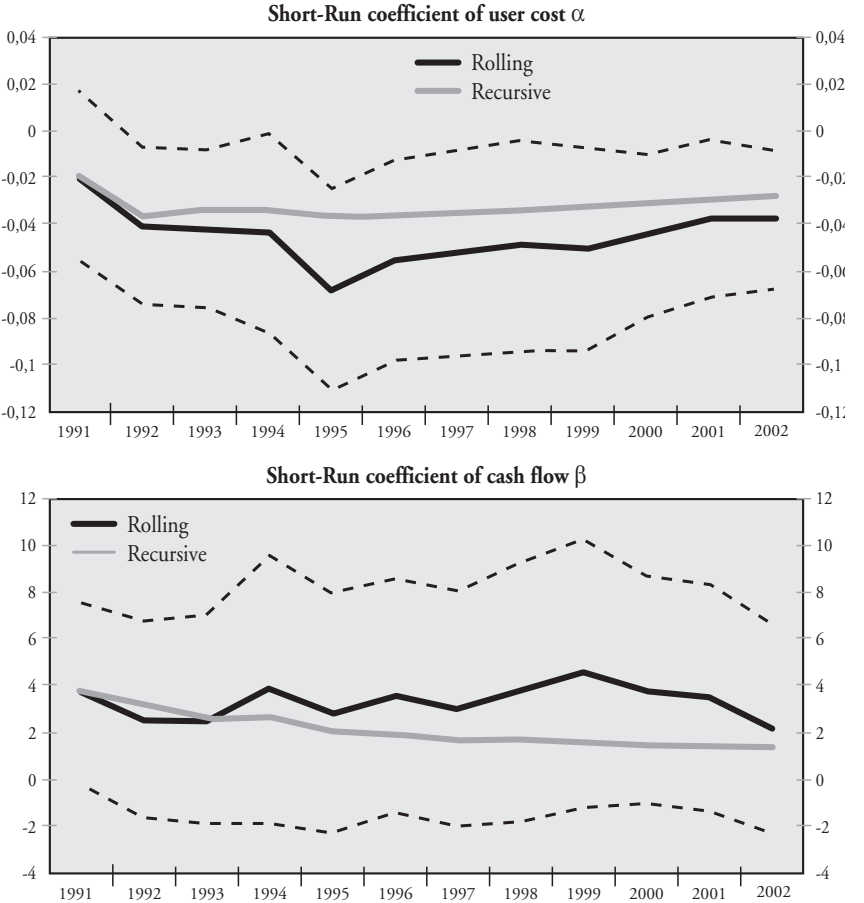
Chart 3.2 shows the results of annual recursive estimation of the short-term coefficients of the private consumption equation corresponding to the interest rate and to the financial and non-financial wealth of agents[5] for the period 1990-2002. For this purpose a complete estimation of the model is made in each year using only the quarterly observations corresponding to that year and the previous years. The same chart also shows the estimation of these elasticities with rolling samples. This technique differs from the previous one in that, for each new annual estimation, the earliest four quarterly observations are removed.

The recursive estimations, show some stylised features of consumption decisions in Spain. In particular, the interest rate sensitiveness is quite low compared to other European countries (see Berben et al. 2004). Also wealth effects are moderate but tend to be more important for non-financial assets. Those estimations also show that the evidence of instability in the parameters is very weak. However, when rolling regressions are used, the estimations, suggest an increase in the sensitivity of consumption to interest rates and to both types of wealth in the second half of the sample period. Thus, the relative stability of the parameters of the recursive estimation appears to be due essentially to the greater weight of the first half of the sample in relation to that of the latest observations, which are those that might reflect relevant changes in agents' patterns of behaviour. However, as rolling estimates have little precision they can hardly be used as an alternative formal test of parameter stability.

Chart 3.3 depicts the findings of a similar exercise conducted with the private productive investment equation of the quarterly model. In this case, the coefficient relating to the user cost is relatively high. Conversely the cah-flow effect is not very large for European standards (see Berben et al 2004 and Chatelain et al, 2002). Once again, the recursive estimations of the short-term coefficients for user cost and cash-flow show great stability. At the same time, the rolling estimations, although very imprecise, suggest an increase in the investment response to both variables over the course of the nineties, when it is systematically above that estimated with the recursive procedure.

5. According to the relevant equation of the Banco de España's quarterly model of the Spanish economy (see Estrada, et al. 2004)

Chart 3.3.
Private productive investment function (a)



(a) Specification of private productive investment function:

$$\Delta pi = -0.24 + 1.06\left(\Delta pye_{-1} + \Delta pye_{-2}\right) - \alpha\Delta puc + \beta CF_{-1} - 0.05\left(pi - pi^{*}\right)_{-1}$$

pi= Private productive investment.
pye= Production of goods and services.
puc= User cost.
CF= Cash-flow.
The dotted lines define the 95% confidence interval of the estimation with rolling samples.
Source: Banco de España

To assess the macroeconomic impact of changes in the coefficients estimated with rolling samples, the effects of an increase in interest rates can be compared taking as a basis the estimations and value of the variables relating to 1990 and 2002. Table 3.1 shows the results of this comparison when an increase of 2 pp in short and long-term

Table 3.1:
Effects on activity of a 2 pp rise in interest rates(*)

	Year 1			Year 2			Year 3		
	1990	2000	Diff. 2000-1990	1990	2000	Diff. 2000-1990	1990	2000	Diff. 2000-1990
GDP	-.41	-.58	-.17	-1.05	-1.62	-.57	-1.20	-1.83	-.63
of which:									
User cost effects on investment	-.28	-.32	-.04	-.50	-.56	-.06	-.56	-.64	-.08
Substitution effects on consumption	-.04	-.07	-.03	-.19	-.32	-.13	-.23	-.39	-.09
Income/cash-flow effect	-.03	-.03	-	-.13	-.13	-	-.14	-.16	-.02
Wealth effect	-.06	-.16	-.10	-.25	-.64	-.39	-.29	-.67	-.38

(*) Changes over the base scenario (as a %) after an increase for three years in short and long-term rates.

rates over a period of three years[6] is simulated. As can be seen, the rise in interest rates in 1990 would, over three years, entail a GDP level 1.2 pp lower than that of the base scenario. The same shock would, in 2002, have an effect of 1.8 pp on the economy's output. The greater sensitivity to the change in interest rates arising in this latter simulation can mostly be explained by the estimated increase in the wealth effects -generated by the impact of the interest-rate rise on real and stock market prices- and, to a lesser extent, by the increase in the substitution effect on consumption and by the greater impact of the increase in the user cost on investment.

Therefore, in conformity with the arguments put forward in Section 2, the evidence presented points to a likely increase in the sensitivity of spending to interest rates and wealth in recent years. However, the same evidence suggests that these changes are not readily detectable by conventional econometric models. This is because such models do not, at least for the moment, offer conclusive statistical proof of instability, probably as the result of the absence of sufficient observations relating to the new investment and financing pattern which the Spanish economy now appears to be following.

6. In both cases the average of the estimated parameters relating to the two years before and after each date is taken.

3.2 Aggregation problems and non-linear effects

As seen, while macroeconometric models may provide some useful leads, they are, in general, imperfect tools for identifying relevant changes in the monetary policy transmission mechanism. Adding to the above-mentioned statistical shortcomings is the difficulty of measuring, using aggregate variables, changes in agents' financial position that are of relevance for their spending decisions.

The problem lies in the asymmetry characterising the distribution of the impact of a specific change in agents' net worth on their propensity to consume or invest. For instance, a household's spending might be expected to fall significantly in the face of a shock that places it in a fragile wealth position. However, if it is in a sufficiently comfortable position, its response will naturally be a lesser one. Hence, behind the aggregate indicators of a wealth position there may be widely differing distributions entailing differentiated responses by private spending to the same types of shocks. Against this background, the use of microeconometric data and models may prove highly useful.

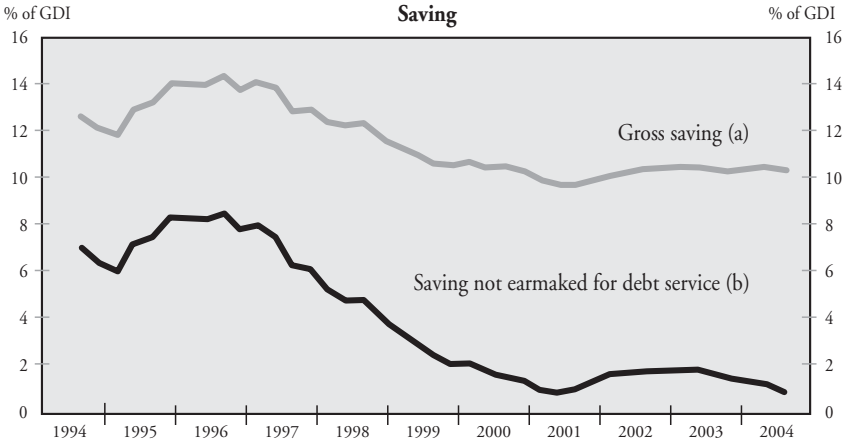
The Banco de España has recently initiated the elaboration of a household finance survey (see Banco de España, 2005). This survey permits assessing the degree of heterogeneity of the financial situation of different segments of the households sector in a reference year.[7].[8] Unfortunately, there do not yet exist series of individual data on income and wealth for households allowing us to supplement the time-series evidence found with macroeconomic models. Nonetheless, based on available information, it is not difficult to detect signs that there may have been a significant increase in the likelihood of the wealth position of a segment of the sector significantly conditioning its spending decisions in the event of specific shocks arising.

Pointing along these lines, for example, is the evaluation of household saving. Along with the household gross saving ratio in recent years, Chart 3.4 offers an indicator reflecting the portion of saving not earmarked for debt service. This is constructed as the difference

7. For example although the median debt to income ratio is around 73%, one third of indebted households in the 20th percentile of the income distribution have debt ratios above 300%.

8. See Benito and Hernando (2002), Benito et al. (2003) and Hernando and Martínez Carrascal (2003)

Chart 3.4.
Households



(a) Outstanding balance of household use of disposable income account.
(b) Gross saving less estimated debt repayments. Change over base-line.
Source: Banco de España

between gross saving and an estimation of repayments of principal on the debt incurred by households (see del Río, 2002). The results show how non- committed saving, which accounted in 1996 for 8% of disposable income, was below 1% in 2002, rebounding slightly thereafter. The low level of this indicator suggests that the household sector has a scant possibility to adjust the saving ratioer to withstand significant interest-rate rises. Conceivably, were such rises to occur a significant number of households, facing restrictions on reducing their asset holdings or resorting to fresh credit, might have to adjust their consumption - beyond what a simple substitution effect might explain - so as to meet their financial obligations.

The presence of these financial constraints may lead to an increase in the sensitivity of consumption to the interest rate which will hardly be reflected in the estimated elasticities of the aggregate consumption function. This is because it is in response to a situation - saving and debt as at present but with higher interest rates - for which there is no observation in the sample available and which affects the various income and wealth strata of the population differently.

In the event of potential changes in asset prices, the effect may also be expected to be more marked in those households whose balance sheets may be more affected. Once again, although the sector as a whole maintains a very comfortable financial position where liabili-

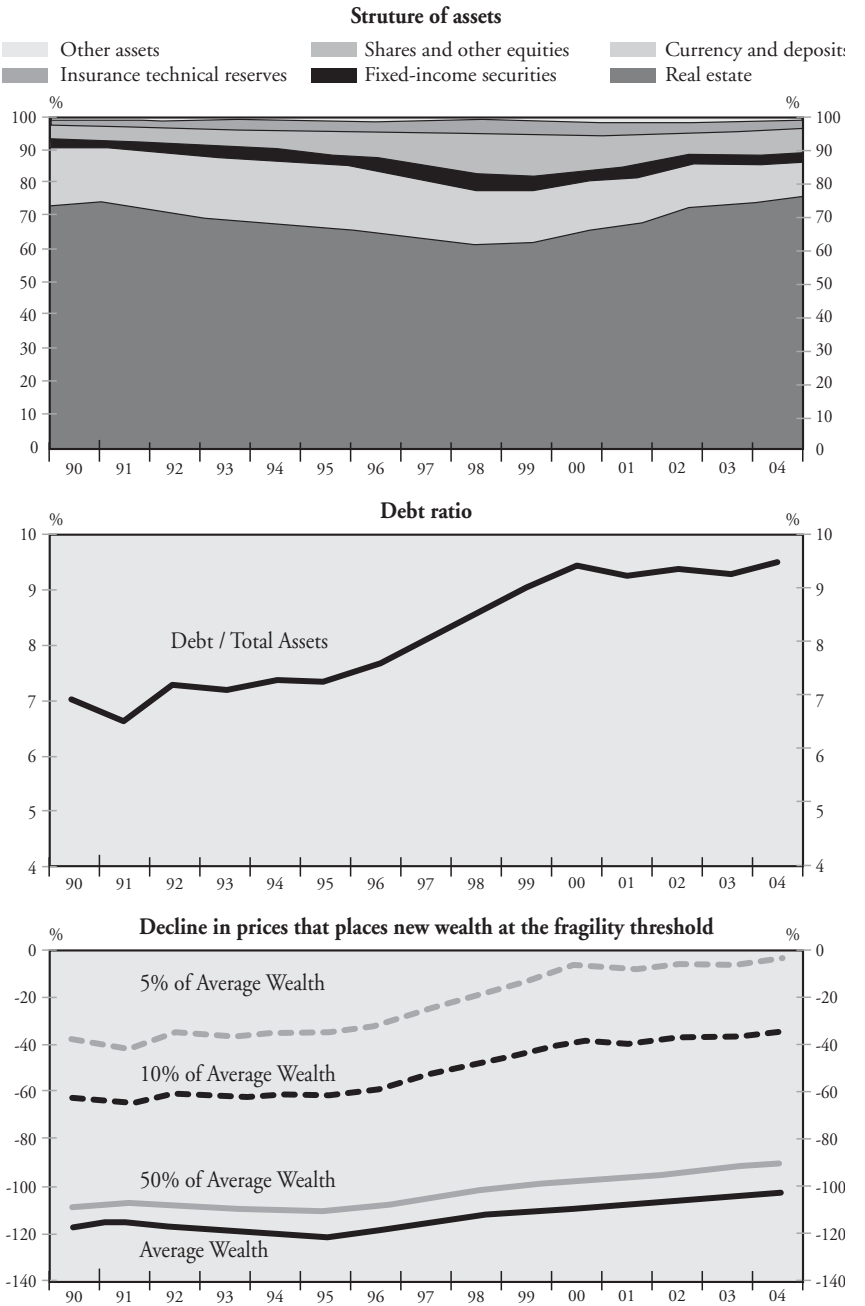
ties account for less than 10% of total assets, with the increase in debt and in the weight of assets sensitive to market reactions, the number of households that has moved to a less robust financial position is likely to have increased in recent years. Therefore, while the development of the financial system strengthens the ability by households to smooth expenditure, new possibilities to take on debt would by definition increase the probability of a some segments of the sector to bear excessive risks. Therefore, a modern financial system will typically permit the economy to achieve a higher degree of stability but this does not prevent that the exposure to some specific shocks could become larger.

Unfortunately, there is not enough information in Spain to address this issue rigorously. With the sole purpose of illustrating its significance, an attempt may be made to bound the maximum shock to the price of real and financial tradeable assets that households could withstand without their net wealth falling below a certain critical level. To do that, however, we must introduce a series of simplifying assumptions which add considerable margins of uncertainty.

We define a fragile balance-sheet position as one in which the sum of cash, deposits, fixed-income securities and equities, 80% of real-estate assets and 50% of insurance technical reserves is lower than debt. That critical level is meant to approximate to the wealth position of a household which, having exhausted all holdings of cash and tradeable securities, might eventually face difficulties raising additional bank financing due to a lack of sufficient collateral. This would make this agent vulnerable to any adverse shock.

Chart 3.5 provides the results of a simple exercise. It presents for the period 1990-2003 the loss of value (in %) of the set of tradeable assets -excluding cash and deposits- that would be needed for households' wealth to reach the previously defined fragility threshold. The exercise is performed for that case in which the balance sheet is identical to the average for the sector, and for those in which the same asset structure is maintained but the net wealth position (assets minus debt) represents 50%, 10% or 5% of the average. It is thus sought to illustrate the position of households which maintain a less comfortable financial position than the average and which, given the habitual distribution of wealth in most countries, make up a large proportion of the sector. In the case of average wealth, results show that the fragility threshold would not be reached at any time, not even if the financial and real assets were to lose their entire value. A

Chart 3.5.
Households



(a) Required decline in the overall value of tradeable securities and real-estate assets. The fragility threshold is defined as Fixed income + equities + 0.8 real estate assets + 0.5 insurance technical reserves

Source: Banco de España

similar situation occurs when wealth is 50% of the average. For a household whose net worth is only 10% of the average, the loss of capital that would have placed it below the fragility threshold would have fallen from 60% in 1990 to somewhat over 30% in 2003. The decline is more pronounced for households whose wealth is assumed to be equal to 5% of the average. In this case, the decline in the value of the tradeable assets portfolio that would take wealth to the fragility threshold falls from 40% in 1990 to virtually zero in 2002.

In the most vulnerable position of those considered, there will naturally only be a minority of households, although the size of this population segment may be non-negligible. In that regard, it is worth noting that, a net worth equivalent to 5% of the average would be close the 25th percentile of the wealth distribution across households. (see Banco de España, 2005).

Naturally, the exercise is only a simplification of reality. In particular, the assumption that the distribution of assets is invariant across households and the definition employed of the fragility threshold may logically influence the ability of the exercise to describe real situations. Still, it helps illustrating that the adjustments in the spending patterns to which households with a weaker wealth position should conform in the event of adverse shocks in asset prices do have macroeconomic effects that are likely to have become more relevant in the recent past. And it is difficult for these to be captured by conventional econometric models estimated with time series of macroeconomic variables.

In the case of non-financial enterprises, we fortunately have microeconomic data and studies enabling analysis of the sensitivity of their activity to their specific financial conditions to be further refined9. According to these studies, indicators of the interest burden, debt and the profitability of non-financial corporations significantly affect the demand for employment and capital. These types of effects, which are rarely detected in equations estimated with aggregate data, appear to exert a non-linear impact. Accordingly, faced with a similar increase in financial pressure (in the form of higher financial costs or lower profits) the most vulnerable companies restrict their investment spending and their hiring decisions by a greater proportion than do companies which maintain a more comfortable position.

This evidence suggests that in the event of an interest-rate rise occurring, the interest burden for companies would not only increase to a greater extent in a situation such as the present, as opposed to

the past, given that companies are more indebted, but that the effect of this increase on investment and employment would be more pronounced. This is because there would be an increase too in the number of companies belonging to the segment with the highest elasticity of investment and employment to the financial pressure indicator.

Chart 3.6 simulates the effects of a 2 pp rise in interest rates on the interest burden (measured as the ratio of the cost of debt to the gross operating surplus) for companies reporting to the Banco de España Central Balance Sheet Data Office in the 1995-2001 period. The chart shows that the ratio increases from 6 pp in 1995 to 8 pp in 2002. The effects on investment and employment, according to the elasticities estimated by Hernando and Martínez Carrascal (2003), are depicted in the same chart. As can be seen, the effect of the hike in interest rates on aggregate investment moves from scarcely 0.1% in 1995 to 1.3% in 2001. Likewise, employment would fall in 2001 by more than 1.5%, when this decline was scarcely 0.3% in 1995.

These simulations therefore confirm that the effects of the rises in interest rates on investment and employment vary significantly depending on the financial position of companies, and that these effects may recently have increased considerably as a result of the increase in the sector's debt ratios.

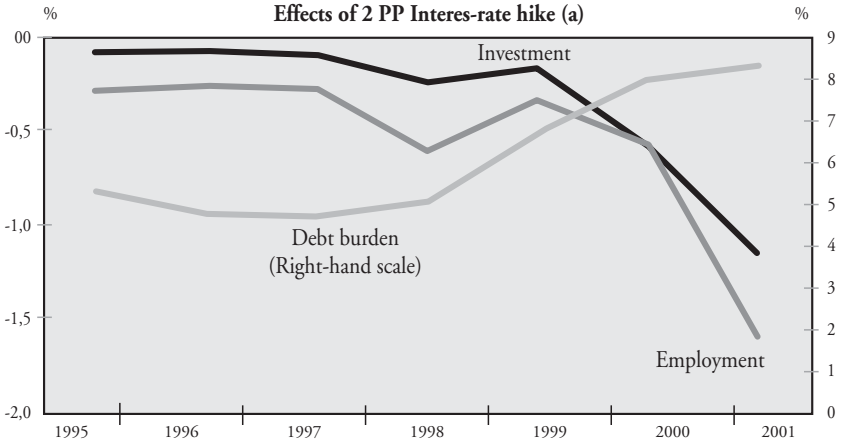
4. SOME ECONOMIC POLICY IMPLICATIONS

The foregoing sections offer evidence that the changes in the wealth position of Spanish corporations and households may have altered the patterns governing consumption and investment and, therefore, the way in which monetary policy acts on the real sector.

These developments, mirrored to a greater or lesser extent in most of the industrialised economies, indicate the advisability of regular analysis of the financial determinants of domestic spending and, in general, of the stability of the private-sector financial position. That could improve the assessment of the economic outlook, and the calibration of the effects of alternative policies.

However, incorporating financial analysis into the regular macroeconomic forecasting exercises that underpin central bank conduct is a notably complex task. Often, medium and long-term forecasts are based, with a variable degree of flexibility, on macroeconometric

Chart 3.6.
Non-financial corporations



(a) Change over base-line.

Source: Banco de España

models that are not very effective in reflecting relevant financial developments. As seen, the use of aggregate indicators makes it a painstaking task to capture the degree of financial pressure borne by agents and which determines their spending and debt decisions following typically non-linear patterns. At the same time, the macroeconometric models in use, estimated with time series, might not fully reflect the increase in the sensitivity of private spending to interest rates and to asset prices that has occurred in recent years.

This shortcoming may prove particularly telling when evaluating, in a setting such as that at present, the impact of interest rate increases. In most cases, the macroeconometric models are estimated with data samples that include no episode in which the current level of household and corporate exposure combines with significant increases in interest rates. Accordingly, the ability of the models to accurately calibrate the effects of a tightening of monetary policy can be questioned. Thus, at least at present, relevant financial developments will inevitably have to be monitored in parallel to the obtaining of projections through macroeconometric models, seeking flexible arrangements for the interaction of both types of analysis.

Financial analysis should be based on the exhaustive use of asset price data, flows of funds, individual information from the balance sheets of companies and - if possible - households, and microeconometric studies that allow more accurate evidence to be obtained on

how agents change their behaviour in the face of significant changes in their financial position. This type of analysis may prove a relevant input to the information set used by analysts and central banks to adopt projections that deviate from the forecasts produced by macroeconomic models. As we have seen, there are reasons to believe that this flexibility in the use of the different means of analytical approximation is warranted in order to tackle the difficulties posed by models in respect of reflecting the implications of changes in corporate and household balance sheets.

But just as important as the use of financial analysis for designing the scenario considered most likely is its role in describing the risks surrounding the forecasts. In this respect, it is often worthwhile making projections of relevant financial variables - such as wealth, debt or the interest burden - conditional upon the macroeconometric scenario chosen and detecting, in this way, potential tensions between the real and financial strands that may be used to pick up asymmetries in the probability distribution around the central forecasts. As a result of this procedure, central banks may, for example, identify the risks of certain potentially unsustainable developments -typically in the asset markets -.being corrected. These events, though considered relatively unlikely within the regular projection horizon, might be destabilising and must therefore feed explicitly or implicitly, into the assessment of the risks facing the economy.

In terms of monetary policy measures, developments in markets or financial flows affecting the evaluation of the future trajectory of activity and prices must evidently be taken into consideration. As seen, this probably entails, at present, an implicit gain in stature for financial developments within the central bank reaction function, irrespective of the technical difficulties of optimally integrating all the analytical parts.

Arousing greater controversy is the idea that the central bank should seek to prevent the emergence or limit the scope of imbalances –such as asset price bubbles- with the potential to cause future crises. In the literature, this possibility has often been formalised discussing whether the deviation by financial asset prices from their fundamental or equilibrium value should be included in the central bank reaction function along with the habitual arguments: inflation and the output gap. Some research show that monetary policy rules that incorporate asset prices do not necessarily outperform simpler rules (see e.g. Bernanke and Gertler, 2004) although they sometimes do

(Cechetti et al, 2003). However, the discussion on this issue has often adopted quite a narrow focus by just comparing the stabilisation properties of different sub-optimal policy rules (see Bean, 2003 and Filardo 2003).

More promising is probably the literature on optimal monetary policy in neo-Keynesian models with nominal and real rigidities. However, the standard models in this tradition typically fail to find much role for asset prices in optimal rules. Indeed, in a world in which they tend to find that central banks should give higher weight in their policy rules to those prices in the economy that are more rigid. As asset prices are relatively more flexible than consumer prices or wages, it is hard to justify in this framework that central banks should attach much attention to financial market developments[9].

However, the above results heavily depend on welfare functions that satisfies certainty equivalence and, therefore, invite central banks to focus only on the mean values of a few target variables Moving beyond this excessive simplification, it should be conceded that there is no rule or conclusive finding that central bank decisions should be guided exclusively by their evaluation of the most likely scenario for output and prices. Conversely, the monetary authority could rightly heed less likely developments but ones that may ultimately generate disproportionately adverse real effects, especially if society shows a certain degree of risk aversion[10]. Accordingly, in those specific episodes, it may be analytically justifiable to assign greater weight to financial imbalances than is given in normal periods, even though this could, in the most likely scenario, lead to somewhat lower-than-target growth rates for activity and prices.

This type of approach enjoys some empirical support, as there is evidence that episodes of financial crises are not completely unpredictable. The combination of various real and financial indicators (such as growth of investment, credit, liquidity and asset prices) appears to contain some leading informative power on situations of financial instability[11].

However, the way in which this theoretical approach can be put into practice is far from obvious. It is clearly difficult to identify developments that may be described as unsustainable both in asset prices

9. See Aoki, K. (2001) and the general discussion in Woodford (2003) Chap. 8.

10. See Svensson (2004) for a technical discussion on this issue.

11. See, for example, Borio and Lowe (2002), and Detkan and Smets (2003).

and in agents' balance sheets. On the other hand, the capacity of monetary policy to contain speculative spirals or widespread waves of optimism about the future course of profits or income is uncertain. Finally, a cost-benefit analysis of an early tightening of monetary policy in order to prevent possible future widespread crisis involves much complexity.

Yet however difficult the task of regulating monetary policy in the presence of financial or asset price imbalances is, economic policy prescriptions are evidently not more straightforward if such imbalances arise in specific national economies belonging to a monetary union.

It should be borne in mind that in the euro area there may be non-coincident cyclical positions. Foreseeably, then, the common monetary policy will entail different real rates and, therefore, it will not exert the same stabilising effect in all the national economies. In the countries for which the monetary and financial conditions prove less restrictive, there may quite easily be a decline in saving, a rise in debt and an increase in the prices of assets which, like housing, are the end-use of most of the bank credit extended to households and are traded on markets which, by definition, cannot be integrated internationally. Moreover, the rise in real-estate prices tends to refuel the upward cycle by generating positive wealth effects on consumption and increasing the readiness of households to incur debt as the value of their available collateral becomes greater. Hence the absence of an autonomous monetary policy may heighten the probability, in certain countries, of expansionary bouts arising which involve an increase in the vulnerability of the private non-financial sector's net wealth position.

To differing degrees, several Monetary Union Member States, such as Ireland, Portugal, the Netherlands, Greece and Spain, have already found themselves in this position. And the economic policy tools available to curtail the scope of this phenomenon are evidently limited. The impossibility of altering the cost of financing through an interest-rate rise cannot be offset by the activist use of regulatory policy to artificially raise the cost of the supply of credit, as this would generate considerable competitive distortions.

Further, specific structural policies aimed at making markets more flexible may occasionally ease supply constraints, such as those conducive to the growth of real-estate prices, and generally help provide for a smoother adjustment to possible corrections of imbalances.

However, competition and deregulation alone cannot prevent agents from restructuring their balance sheets in the manner they wish. On the contrary, the Spanish experience, and that of other countries, shows that the very liberalisation of financial markets and heightened competition between intermediaries may contribute to increasing credit to the private sector and, by this means, prompt the emergence of housing market booms.

In any event, the contribution of fiscal policy to the possible containment of macro-financial imbalances should not be underestimated. Although public finances cannot ordinarily be used as an effective tool for regulating cyclical fluctuations, fiscal laxity in expansionary periods evidently fuels financial and macroeconomic imbalances and increases the risk of their correction causing severe real effects. In this respect, Spanish fiscal policy conduct in recent years, which has been more disciplined than in other countries in similar positions, has helped restrict the size of imbalances.

In this regard, national central banks have a crucial mission to perform in the communication area. They are in the best possible position to provide clear and rigorous public analyses promoting a better evaluation of the risks associated with economic agents' investment and financing decisions.

REFERENCES

Aizcorbe, A., A. Kennickel and K.B. Moore, 2003, "Recent changes in U.S. family finances: Evidence from the 1998 and 2001 Survey of Consumer Finances", *Federal Reserve Bulletin*, January.

Aoki, K.. (2001): "Optimal monetary policy responses to relative price changes", Journal of Monetary Economics 48

Banco de España, 2005, "Survey of Household Finances (EFF): description methods and preliminary results", Economic Bulletin, January.

Bean, C., 2003, "Asset prices, financial imbalances, and monetary policy: are inflation targets enough?", BIS Working Paper, 140.

Benito, A. and I. Hernando, 2002, "Extricate: Financial Pressure and Firm Behaviour in Spain", Banco de España. Working Paper 0227.

Berben R-P, A. Locarno, J. Morgan and J. Valllés. "Cross-country differences in monetary policy transmisión" ECB, Working Paper Series 400.

Benito, A., J. Delgado and J. Martínez-Pagés, 2003, A synthetic indicator of Spanish non-financial firms' fragility", mimeo, Banco de España.

Bernanke B. and M. Gertler, 2004, "Should central banks react to asset price movements?", *American Economic Review*. Papers and proceedings. 91(2), 253-257.

Bernanke B., M. Gertler, and S. Gilchrist, 1999, "The financial accelerator in a Quantitative Business Cycle", in J.B. Taylor and M. Woodford (eds), *Handbook of Macroeconomics*, North Holland.

Borio, C. and P. Lowe, 2002, "Asset prices, monetary and financial stability': exploring the nexus", BIS Working Paper 114.

Cecchetti S., H. Genberg y S. Wadhwani, 2003, "Asset prices in a flexible inflation targeting framework", in W. Hunter, G. Kaufman and M. Pomerleano (eds) *Asset price bubles: the implications for monetary, regulatory, and international policies*, Cambridge: MIT Press.

Cecchetti S, A. Flores-Lagunes, and S. Krause, 2005, "Assessing the sources of changes in the volatility of real growth". Mimeo.

Chatelain J.B:, M. Ehrmann, A. Generale, J. Martínez-pagés, P. Vermeulen and

A. Worms, 2003, "Monetary policy transmission in the euro area" , Journal of the European Economic Association 1 (2-3), April-May.

Detken, C. and F. Smets, 2004, "Asset price booms and monetary policy", ECB, Working Paper 364.

Estrada, A., J.L. Fernández, E. Moral and A.V. Regil, 2004, "A Quarterly Macroeconometric Model of the Spanish Economy", Banco de España, .Working Paper 0413.

Filardo, A. 2004, "Monetary policy and asset price bubbles: calibrating the monetary policy trade-offs", BIS Working Paper 155.

Gertler, M., S. Gilchrist and F.M. Natalucci, 2001, "External Constraints on Monetary Policy and the Financial Accelerator", mimeo, New York University.

Gilchrist, S., J.O. Hairault and H. Kempf, 2002, "Monetary policy and the financial accelerator in a monetary union", ECB, Working Paper 175.

Hernando, I. and C. Martínez-Carrascal, 2003, "The impact of financial variables on firms' real decisions: Evidence from Spanish firm-level data", Banco de España. Working Paper 0319.

Maza, L.A. and A. Sanchís, 2003, "La evolución de la composición de la cartera de activos financieros de las familias españolas", Banco de España. *Boletín Económico*, diciembre.

Nieto, F., 2003, "Determinantes del crecimiento del crédito en España", Banco de España, Boletín económico, abril.

Río, A. del, 2002, "El endeudamiento de los hogares españoles", Banco de España. Documento de Trabajo 0228.

Svensson, L:E:O:, 2004, "Optimal Policy with Low Probability Events" , mimeo, Princetion University.

Woodford M, 2003, *Interest and prices. Foundations of a theory of monetary policy*, Princeton University press.

Regímenes cambiarios *De Facto* y *De Iure*. Una aplicación al tipo de cambio Yen/Dólar*

Francisco J. Ledesma Rodríguez
Universidad de La Laguna
Manuel Navarro Ibáñez
Universidad de La Laguna
Jorge V. Pérez Rodríguez
Universidad de Las Palmas de Gran Canaria
Simón Sosvilla Rivero
FEDEA, Universidad Complutense de Madrid y CentrA

Abstract

This paper attempts to identify implicit exchange rate regimes using several statistical procedures. We use three alternative techniques proposed by the most recent literature: Poirson´s (2001) index of exchange rate flexibility, the algorithm designed by Reinhart and Rogoff (2004) to detect fluctuation bands, and the sequential procedure of Coudert and Dubert (2004) to identify exchange rate regimes. The three approximations were applied to the Yen/Dollar exchange rate for the period from 1971 to 2003. A striking result is that the de facto

1. INTRODUCCIÓN

La evaluación de las ventajas y desventajas de un régimen cambiario ha ocupado de siempre a los estudiosos de las relaciones económicas internacionales. Por una parte, era importante el conocimiento de los determinantes de la elección óptima del régimen mientras que, por otra, el sistema elegido tenía implicaciones con respecto al nivel de actividad económica de un país. La investigación se ha centrado generalmente en la relación entre el régimen cambiario y las variables macroeconómicas (tasas de crecimiento e inflación, volumen de

* Los autores agradecen los comentarios y sugerencias de dos evaluadores anónimos.

comercio y grado de apertura comercial, tipos de interés, entre otras), con la intención de analizar su influencia sobre la conducta y la credibilidad de la política económica (Chang y Velasco, 2000).

La caída del sistema de Bretton Woods en los primeros años de la década de 1970, y la consiguiente volatilidad de los mercados financieros, no tuvo como consecuencia la instauración generalizada de un régimen de tipos de cambio flexibles, como parecía esperable. Por el contrario, rápidamente numerosos países vincularon el valor externo de sus monedas a las divisas fuertes (o a una cesta de varias monedas con las que se relacionaban de manera más intensa), en la creencia de que una mayor flexibilidad tenía un coste elevado en términos de una excesiva fluctuación cambiaria. Y esta volatilidad era no sólo fuente de inestabilidad macroeconómica, sino que también acababa afectando negativamente a la inversión productiva, a los flujos comerciales internacionales y, por ende, al crecimiento económico.

La elección del régimen cambiario más adecuado para un país se planteaba, durante la década de 1980, con el fin de dilucidar teóricamente el sistema que diera la mayor protección ante posibles perturbaciones monetarias y reales, buscando, de esta manera, sobre todo un buen instrumento de estabilización. Por otra parte, la inestabilidad monetaria tan extendida durante estos mismos años exigió políticas nacionales de desinflación y de consolidación presupuestaria, por lo que no es de extrañar que los aspectos monetarios fueran los que atrajeran prioritariamente la atención de los estudiosos (Levy-Yeyati and Sturzenegger, 2001). En particular, con la fijación del tipo de cambio se esperaba controlar la expansión monetaria interna, induciendo una mayor disciplina en las finanzas públicas[1].

Uno de los principales argumentos que se utilizaron en la puesta en marcha del Sistema Monetario Europeo (SME) fue precisamente que facilitaba los procesos de desinflación y que elevaba los costes de ser permisivos con la inflación, forzando a sus asociados a comportarse responsablemente. El SME proveía la disciplina necesaria, asegurando que los déficit fiscales no serían en ningún caso apoyados con expansiones monetarias. En este contexto, Alemania aparecía naturalmente como el ancla más creíble con respecto a las expectativas monetarias y cambiarias de los países participantes. De hecho, el

1. Alberola y Molina (2004) han mostrado que las mayores posibilidades de financiación a corto plazo de los déficit presupuestarios bajo un sistema de tipos de cambio fijos o semifijos tienden a relajar el control fiscal, erosionando la sostenibilidad del régimen y el abandono a medio plazo del ancla cambiaria.

SME puede concebirse como un acuerdo institucional que ha permitido a sus miembros tomar prestada la reputación del Bundesbank, mediante la fijación de sus tipos de cambio al marco alemán[2].
Lo ocurrido durante la década de 1990, cuando las presiones especulativas que experimentaron los países miembros del SME así como, sobre todo, el desarrollo de las diversas crisis padecidas en Latinoamérica, así como las de Asia y Rusia, hizo que se pusiera en cuestión la oportunidad de un régimen cambiario fijo. Ello se debía a que las crisis financieras de estos años se centraron sobre todo en la evolución de la cuenta de capital, a diferencia de lo que había ocurrido durante la década anterior cuando predominaron las causas internas más tradicionales –déficit fiscales elevados, monetización de los mismos, distorsiones en los mercados de bienes y factores productivos, entre otras- (Summers, 2000).

La lección que parece haberse extraído consiste básicamente en que, en el contexto actual de desregulación financiera y creciente liberalización de los movimientos de capital, un tipo de cambio fijo puede aumentar la volatilidad del output real y acentuar el efecto negativo de las perturbaciones externas financieras y reales, al elevar las expectativas de obtención de ganancias especulando en contra del mantenimiento del tipo de cambio de una moneda en los mercados de divisas. El resultado más común suele ser el de que, como consecuencia de los diversos ataques de los especuladores, se devalúe la moneda, confirmando de esta manera la opinión de que la liberalización de los flujos de capital, y el consiguiente endeudamiento en divisas tanto del sector público como de las empresas, acaban provocando crisis financieras y quiebras de empresas.

Algunos autores, comenzando con Bean (1992), antes incluso de las sucesivas crisis del SME en 1992-1993, y Eichengreen (1994) con posterioridad, han argumentado que, en un contexto de desregulación financiera y eliminación de las restricciones a los movimientos de capital, los regímenes intermedios no son sostenibles a largo plazo por su fragilidad ante ataques especulativos[3]. Por ello, algunos investigadores afirman que la única elección posible se encuentra entre un tipo de cambio completamente fijo (e irrevocable), es decir, una

2. Para un estudio, en el que se toma al marco alemán como ancla, de la credibilidad cambiaria del Sistema Monetario Europeo a lo largo de toda su historia, ver Ledesma-Rodríguez et al. (2003).

3. El argumento de la "trinidad imposible", como lo ha denominado Fischer (2001), hace hincapié en la idea de que ninguna economía puede tener simultáneamente libertad de movimientos de capital, un tipo de cambio fijo y una política monetaria dirigida exclusivamente a objetivos nacionales.

unión monetaria (como la llevada a cabo por 12 países de la Unión Europea, con la creación del euro), y un tipo de cambio totalmente flotante. Esta hipótesis de la "desaparición del régimen intermedio", como la denominó Frankel (1999)[4], implica que, ante el crecimiento espectacular en los movimientos internacionales de capital, la única solución viable a largo plazo parece hallarse en los extremos (Eichengreen, 1994, 2000; Fischer, 2001).

Aunque el estudio de la elección de régimen cambiario tiene ya una cierta tradición, el trabajo que aquí se presenta se inserta dentro de la literatura más reciente. Así, cada investigación adicional que aparece hoy en este campo parece apoyar una creciente desconfianza con respecto a las declaraciones de las autoridades económicas. De hecho, se señala, y cada vez con más fuerza, la divergencia entre las "palabras" y los "hechos" (Levy-Yeyati y Sturzeneger, 2000; 2001), esto es, la falta de correspondencia entre el sistema cambiario que declaran seguir las autoridades y el que en realidad aplican en sus actuaciones. A modo de ilustración, Reinhart y Rogoff (2004) encuentran que alrededor del 45% de los sistemas fijos, oficialmente declarados de esa manera al Fondo Monetario Internacional (FMI), deberían clasificarse más bien como regímenes de libre flotación, de flotación sucia o de flexibilidad limitada.

El objetivo principal del trabajo es el de identificar la existencia de regímenes cambiarios implícitos mediante la utilización de diversos procedimientos estadísticos aplicados al tipo de cambio yen/dólar en el período 1971-2003. La elección de este tipo de cambio se deriva principalmente de su consideración general como el tipo de cambio más flexible dentro de todos los existentes en la economía mundial, por lo que la confirmación o no de esta creencia tiene importantes implicaciones empíricas, al menos por su extensa utilización comparativa.

La investigación que aquí se presenta es novedosa por varias razones. Por una parte, desarrolla una variante estadística que mejora el procedimiento de detección de bandas implícitas propuesto recientemente por Reinhart y Rogoff (2004). Por otra, se aplican tres aproximaciones alternativas al estudio del tipo de cambio yen/dólar

4. Frankel (1999) se mostraba en desacuerdo con esta idea. Una exposición matizada de un defensor de la "perspectiva bipolar" se encuentra en Fischer (2001). Para una reciente argumentación desfavorable a la "teoría de la exclusión del [régimen] intermedio", véase Reinhart and Reinhart (2003), donde se afirma que dicha hipótesis es una falacia "contraria a la teoría y a la evidencia". Como se observará posteriormente, la mayoría de los países tienen de facto un régimen cambiario intermedio.

durante el período más relevante, es decir, desde el final del sistema de Bretton Woods hasta la actualidad (2003). Además, se comparan los resultados alcanzados mediante los tres diversos procedimientos utilizados.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En la sección 2 se presenta sucintamente la investigación sobre regímenes cambiarios *de facto*. En la sección 3 se describen las diferentes medidas utilizadas para determinar la existencia de bandas implícitas de fluctuación del tipo de cambio. En la sección 4 se aplican dichas medidas al tipo de cambio yen/dólar en el período 1971-2003, se lleva a cabo una comparación de los principales resultados obtenidos y se ofrece una posible interpretación de los mismos. Por último, en la sección 5 se realizan algunas consideraciones finales.

2. REGÍMENES CAMBIARIOS IMPLÍCITOS

La elección entre un sistema u otro de tipos de cambio ha llevado la discusión empírica a centrarse también en la adecuada estimación de los costes y beneficios económicos de los diversos regímenes cambiarios. Una dificultad previa que ha surgido a menudo ha sido la gran variedad de éstos, ya que no existen únicamente dos posibilidades extremas (como parecía ser por los estudios que, lógicamente, empleaban la clasificación oficial del FMI) sino que, por el contrario, los países utilizan en realidad una amplia variedad de sistemas cambiarios, tales como cajas de conversión (*currency boards*), bandas de fluctuación móviles, o reptantes y flotación sucia.

A ello se ha añadido, más recientemente, otra dificultad en la evaluación empírica del régimen cambiario: los países no parecen declarar el verdadero sistema que emplean. La política cambiaria seguida *de facto* por numerosos estados se ha revelado estar muy alejada de lo que *de iure* afirmaban sus autoridades. Así, se ha mostrado que la mayoría de los gobiernos, incluyendo al parecer todos los emergentes, que declaran tener un régimen de libre flotación exhiben en realidad otro sistema distinto, generalmente alguna forma de tipo de cambio fijo o semifijo, ya que muestran un considerable "miedo a la flotación" (Reinhart, 2000; Calvo y Reinhart, 2002; Reinhart y Rogoff, 2004).

Este miedo a la libre flotación parece deberse a una elevada, incluso en ocasiones excesiva, exposición al riesgo del tipo de cambio por

estar, tanto las administraciones públicas como las empresas, como se observó anteriormente, generalmente endeudadas en divisas[5]. Unas expectativas desfavorables sobre la futura evolución del tipo de cambio suelen ir asociadas a modificaciones desestabilizadoras en los compromisos de los "inversores" con un país, produciendo salidas de capital y, lo que es peor, efectos de contagio en otras naciones. Por ello, estos estados no permiten que sus tipos de cambio se muevan libremente. Muy al contrario, utilizan las reservas de divisas y los tipos de interés para mantener los movimientos del tipo de cambio dentro de aquellos límites que consideran más adecuados. Asimismo, Calvo y Reinhart (2002) han puesto de manifiesto que, para muchos países emergentes, la declaración de flexibilidad cambiaria oculta en realidad algún régimen de tipos de cambio fijos con problemas de credibilidad.

Una consecuencia de esta divergencia entre los "hechos" y las "palabras" ha sido el cuestionamiento de los resultados obtenidos por los numerosos estudios empíricos que utilizaban la clasificación oficial elaborada por el FMI a partir de lo declarado por las autoridades económicas de cada país. Por ello, antes de profundizar en la evaluación de los distintos sistemas cambiarios, se hace necesario que previamente se disponga de una clasificación de los regímenes *de facto* que sustituya a la *de iure* que han seguido hasta hace pocos años los estudiosos de la Economía Internacional.

La presente investigación busca identificar la existencia de regímenes cambiarios implícitos, mediante la utilización de diversos procedimientos estadísticos que han sido propuestos en la literatura. Para ello, se hace un análisis de la posible existencia de bandas implícitas de fluctuación, "acordadas" por las autoridades monetarias para intervenir en el mercado yen/dólar durante el período 1971-2003. Así, por ejemplo, Fischer (2001) ha argumentado la posibilidad de que haya operado en diversas ocasiones una zona objetivo entre los tipos de cambio del dólar, el euro (el marco, anteriormente) y el yen, aunque fuera de una manera informal y muy flexible.

Las relaciones cambiarias bilaterales entre Estados Unidos y Japón durante el período objeto de estudio han sido difíciles en

5. Los "inversores" no residentes suelen prestar únicamente en la moneda de su propio país, por lo que los residentes tienen que endeudarse en divisas, exponiéndose así a todas las modificaciones que sufra el tipo de cambio.

ocasiones. Así, mientras que la política monetaria estadounidense parece establecerse de forma independiente (como lo asegura el consenso académico convencional) la política monetaria japonesa ha estado condicionada fuertemente por la persistente tendencia apreciadora del yen respecto al dólar (Glick y Hutchinson, 1994). Esta tendencia refleja las diferencias en materia comercial entre ambos países desde 1971, así como las presiones financieras derivadas de la acumulación de superávit comerciales. A su vez, tanto la apreciación efectivamente observada como las expectativas de apreciación generadas en los agentes económicos habrían constituido variables fundamentales a la hora de explicar la política monetaria deflacionista observada en Japón desde los últimos años de la década de los setenta.

El final del sistema de Bretton Woods dió lugar a continuas y recurrentes disputas comerciales entre ambos países que llevaron a una notable apreciación del yen, lo que redundaba en una mejora de la posición competidora de los bienes industriales estadounidenses en relación a los japoneses. Como respuesta, el Banco de Japón respondió reduciendo los tipos de interés a corto plazo para intentar quebrar esta tendencia del yen. Sin embargo, al depreciarse finalmente el yen, y dado que los conflictos comerciales se sucedían, Japón entró en un proceso de deflación que se vio reforzado por las expectativas sobre un yen cada vez más depreciado. Asimismo, el creciente riesgo cambiario derivado de la acumulación de activos denominados en dólares en las instituciones financieras japonesas, como consecuencia de los sucesivos y constantes superávit comerciales registrados por la economía nipona, supuso una fuente adicional de inestabilidad.

La situación económica durante los años noventa terminó desembocando a finales de la década en lo que se podría definir como una "trampa de liquidez impuesta externamente", en la que el Banco de Japón poco o nada podía hacer para animar la deprimida economía nipona. De hecho, la incapacidad para identificar los orígenes cambiarios de dicha depresión, donde el consumo y la inversión privados languidecían a pesar del masivo estímulo fiscal, ha constituido en opinión de McKinnon (2000) uno de los grandes fracasos de la macroeconomía moderna. Como resultado, Japón ha experimentado un período de altas tasas de desempleo, deflación y bajo crecimiento, que ha sido calificado como "la década perdida" por Hiyashi y Prescott (2002).

3. IDENTIFICACIÓN DEL RÉGIMEN CAMBIARIO

En esta sección se presentan las principales aproximaciones propuestas con la intención de conocer el sistema cambiario que en realidad tiene un país. La primera utilización empírica de la diferencia entre regímenes *de iure* y *de facto* la llevaron a cabo Ghosh *et al.* (1997), aunque sólo emplearon las nueve posibilidades indicadas en su estudio de la robustez de los resultados (alcanzados previamente con la clasificación oficial del FMI en tres categorías: fijos, intermedios y flotantes). Así, la clasificación "más fina" consideraba, por una parte, un grupo con cuatro regímenes fijos: fijos en relación a una moneda, o con respecto a los Derechos Especiales de Giro, o con respecto a una cesta de monedas conocidas o, por último, en relación a una cesta desconocida. El grupo intermedio consistía en sistemas cooperativos (como el SME), flotantes no catalogados y flotantes dentro de unas bandas predeterminadas. El último grupo se componía de flotantes sin unas bandas predeterminadas y flotantes puros.

Calvo y Reinhart (2002) y Reinhart (2000) mostraron, con datos mensuales de 39 países emergentes para el período 1970-1999, que la mayoría de los países que anuncian tener un régimen flotante puro intervienen de hecho regularmente en los mercados de divisas con la finalidad de estabilizar el tipo de cambio. Por ello, se afirmaba la existencia de una epidemia de "miedo a la flotación" y se rechazaba rotundamente que los sistemas cambiarios fijos, convencionales o no, tendieran a desaparecer. La clasificación propuesta por estos autores se hacía depender de las variaciones del tipo de cambio nominal, del tipo de interés y de las reservas de divisas, reuniendo a los países en dos grupos con tipos de cambio flotantes (dependiendo de que el banco central persiguiera o no un objetivo en relación a algún agregado monetario) y otros cuatro con tipos fijos (uno creíble y tres que no lo eran).

Las principales dificultades de este método son, por una parte, el que no pueda diferenciar, mediante algún contraste estadístico, entre las varianzas de los países emergentes analizados y aquellos que tienen verdaderamente un régimen flotante. Por otra, el que no se considere el sistema fijo-reptante, muy extendido en la época. Además, la variable tipo de interés no se muestra capaz de discriminar entre tipos de cambio fijos y flexibles. Un último aspecto problemático a destacar en el análisis de Calvo y Reinhart (2002) se deriva de forzar la coexistencia simultánea en la clasificación cambiaria de la calificación de

la credibilidad. Ello parece excesivo, por cuanto la credibilidad del tipo de cambio requiere un estudio más detallado, utilizando indicadores diseñados con esa finalidad.

La clasificación de regímenes cambiarios llevada a cabo por Levy-Yeyati y Sturzeneger (2000; 2001) utiliza tres variables: la media de la variación absoluta mensual del tipo de cambio, la desviación típica de su variación mensual y la media de los cambios mensuales en las reservas de divisas. En contraste con Calvo y Reinhart (2002), la eliminación de las consideraciones relativas a la credibilidad cambiaria permite lograr una aproximación completamente estadística. Además, en Levy-Yeyati y Sturzeneger (2000; 2001) se prescinde del tipo de interés, y se añade la detección de los tipos fijos-reptantes a través de la consideración de la desviación típica de los movimientos del tipo de cambio. El problema de determinar si los valores de las variables son altos o bajos lo resuelven mediante un análisis *cluster*. El conjunto de las observaciones, una vez calculadas las tres variables consideradas para cada año y cada país estudiado, se clasifica en cinco grupos: flexible, flotación sucia, fijo-reptante, fijo y no concluyente.

En esta investigación se utilizan tres aproximaciones que recogen las principales características de los distintos métodos propuestos en esta incipiente literatura: el indicador de flexibilidad efectiva del tipo de cambio de Poirson (2001), el algoritmo propuesto por Reinhart y Rogoff (2004) con la finalidad de detectar bandas de fluctuación y el procedimiento estadístico secuencial para identificar los regímenes cambiarios de Coudert y Dubert (2004).

3.1. Índice de flexibilidad efectiva

En un estudio de los factores determinantes en la elección del sistema cambiario, Poirson (2001) ha propuesto la utilización de un indicador de la flexibilidad exhibida en realidad por un régimen cambiario. Así, el índice de flexibilidad efectiva del tipo de cambio (FLT) es una variable que compara los movimientos de las reservas de divisas, como medida más aproximada del grado de intervención de las autoridades en los mercados de divisas, con la volatilidad observada en el tipo de cambio nominal.

De esta manera, el grado de flexibilidad del tipo de cambio *de facto* de un país i, FLT, se mide mediante el cociente entre el valor absoluto medio de la depreciación mensual del tipo de cambio nomi-

nal, ME, y el valor absoluto medio de las variaciones mensuales en sus reservas de divisas normalizadas por la base monetaria del mes anterior (lo que permite aproximar el impacto monetario de estas variaciones), MR:

$$\text{FLT} = \frac{ME}{MR} = \frac{\sum_{0}^{11} \left| E_{t-k} - E_{t-k-1} \right| / E_{t-k-1}}{\sum_{0}^{11} \left| R_{t-k} - R_{t-k-1} \right| / H_{t-k-1}}$$

donde E_t es el tipo de cambio, R_t son las reservas de divisas excluyendo el oro monetario, y H_t es la base monetaria.

Los valores que puede tomar FLT van desde 0, en el caso de una unión monetaria (no existe una moneda independiente), cuando ME = 0, hasta infinito por la nula intervención de las autoridades, ya que entonces MR = 0. El indicador mostrará valores más reducidos cuando se interviene fuertemente con la finalidad de hacer frente a movimientos no deseados en los mercados de divisas, ya que MR será relativamente más grande que ME. Por el contrario, los países más confiados en la actuación libre de dichos mercados obtendrán un valor más elevado del índice de flexibilidad.

Una debilidad importante del indicador propuesto en Poirson (2001), reconocida por su propia autora, se refiere a la medición del grado de intervención a través de las variaciones en las reservas. Dichas variaciones se ven claramente afectadas también por las operaciones internacionales corrientes y por los movimientos de capitales en los que participan tanto los agentes privados como las administraciones públicas de un país. Además, cuando se interviene utilizando las reservas puede ser que se haga para afectar a varias monedas simultáneamente. Debe añadirse que este indicador puede confundir una devaluación de un tipo de cambio fijo con mayor flexibilidad cambiaria. En cualquier caso, estas limitaciones del índice FLT están igualmente presentes en todos aquellos procedimientos que utilizan los tipos de cambio y las reservas de divisas. A mayor abundamiento, el indicador FLT tiene la ventaja de mostrar gráficamente la posición real de una moneda en relación a un régimen cambiario totalmente fijo.

3.2. Bandas implícitas

La clasificación de los regímenes cambiarios que realizan Reinhart y Rogoff (2004) es calificada por sus propios autores como “natural”,

en comparación con la "artificial" seguida oficialmente por el FMI. En su extensa investigación se recoge la evolución histórica de los datos mensuales de los tipos de cambio de 153 países entre 1946 y 2001, haciendo hincapié en la existencia de mercados de divisas duales o múltiples, o incluso paralelos (sean legales o no), lo que les lleva a distinguir hasta 15 categorías cambiarias posibles.

El algoritmo propuesto utiliza, en primer lugar, el tipo de cambio determinado por las fuerzas del mercado que se muestra invariablemente (para más del 80% de los países que tienen tipos duales o múltiples[6]) como el mejor indicador de la política monetaria así como de la futura evolución del tipo de cambio oficial. En el caso de que no haya un mercado dual, para clasificar adecuadamente la situación cambiaria *de facto*, esta aproximación se basa en el análisis de la variación porcentual del valor absoluto del tipo de cambio así como en la probabilidad de mantenerse el mismo en una determinada banda (del 1%, 2% y 5%) de fluctuación a lo largo de 2 ó 5 años rodantes[7].

Para comprobar los anuncios de las autoridades relativos al establecimiento de un tipo de cambio fijo, se analiza la variación en media mensual del mismo durante el período posterior a dicha declaración para comprobar su exactitud. Ahora bien, si existe un mercado dual o paralelo se analiza el tipo dual, y el anuncio se toma como el de un mero régimen *de jure*. Si el tipo de cambio declarado lo es con respecto a una cesta desconocida, esto es, de la que no se dice la importancia relativa de sus componentes, Reinhart y Rogoff (2004) lo contrastan para ver si *de facto* se está o no ante un régimen fijo con respecto a una de las monedas dominantes.

En relación a la detección de tipos de cambio fijos *de facto*, se acepta esta situación si durante, al menos, cuatro meses seguidos la variación del tipo de cambio ha sido nula. A continuación, se calcula la probabilidad de que la variación mensual se mantenga dentro de una banda del ±1% durante un período móvil de cinco años. Si la proporción de meses en los que la desviación absoluta promedio del tipo de cambio es inferior al 1% es al menos del 80%, el régimen se

6. En 1950, el 45% de los países tenían tipos de cambio duales y muchos más disponían de mercados negros. En las naciones industrializadas la existencia de mercados duales o múltiples era lo normal en las décadas de 1940 y 1950. Esta situación estaba más extendida todavía en el mundo en desarrollo, donde incluso en 1980 el 32% de estas naciones exhibían tipos de cambio duales (casi el 20% en la década de 1990).

7. La clasificación de Reinhart y Rogoff (2004), al centrarse únicamente en el estudio de los tipos de cambio, no considera las variaciones en las reservas oficiales de divisas, que indicarían las intervenciones de las autoridades.

clasifica como fijo o fijo-reptante en esos años. En el caso de que no se observe deriva, el sistema se cataloga como de paridad fija; mientras que si existe una deriva positiva, se le denomina como reptante; cuando el tipo de cambio pasa por períodos de apreciación y de depreciación, es un tipo fijo móvil.

Con respecto a las bandas declaradas o *de facto* se sigue también el mismo proceso en dos etapas. La única diferencia es que se calcula la probabilidad de que la variación del tipo de cambio se mantenga dentro de una banda de ±2% en un período móvil de 2 ó 5 años: si dicha probabilidad es mayor o igual al 80%, el régimen cambiario se cataloga como una banda estrecha, reptante o móvil durante el tiempo que se mantenga continuamente en ese 80%. Cuando la banda declarada es más amplia, la verificación se realiza con una probabilidad de encontrarse en una banda de ± 5%[8].

La principal ventaja de este procedimiento es su adecuación específica para la detección de estos corredores implícitos de fluctuación, mientras que su principal inconveniente es el de no complementar las variaciones del tipo de cambio con un indicador que muestre que las autoridades monetarias tienen intención de mantener esas bandas de fluctuación.

Entre los resultados más interesantes que encuentran para el período 1970-2001, cabe destacar que el 33% de las observaciones se refieren a regímenes cambiarios fijos[9], mientras que los tipos de cambio fijo-reptantes y las bandas reptantes estrechas alcanzan un 26%. Además, ha de reseñarse que alrededor del 45% de los sistemas fijos, oficialmente declarados de esa manera al FMI, deberían clasificarse más bien como regímenes de libre flotación, de flotación sucia o de flexibilidad limitada. Por su parte, que un 53% de los países que declaran flotación dirigida se caracterizan por ser de facto fijos, fijos reptantes o por mantener bandas respecto a una moneda ancla.

---

8. Un aspecto importante de la clasificación de Reinhart y Rogoff (2004) es la inclusión de una nueva categoría de "caída libre" para agrupar a las monedas que exhiben una tasa anual de inflación superior al 40%, y que acaba recogiendo al 12,5% de las observaciones. En el subgrupo en el que la inflación mensual de un país supera el 50%, las observaciones (el 4,5% del total) las denominan como "hiperflotantes". Las restantes observaciones se catalogan como flotantes, diferenciando entre pura y sucia de acuerdo a un índice estadístico que relaciona las variaciones absolutas medias del tipo de cambio mensual con la probabilidad de que esas variaciones sean elevadas (flotación pura) o pequeñas (flotación sucia).

9. Debe tenerse en cuenta que Reinhart y Rogoff (2004) incluyen en la categoría de tipos de cambio fijos todos aquellos en los que la paridad fluctúa dentro de una banda de ±1%.

3.3. Procedimiento secuencial de Coudert y Dubert

Coudert y Dubert (2004) han propuesto un procedimiento estadístico secuencial para identificar los regímenes cambiarios. Para ello, los separan en cinco categorías: libre flotación, flotación sucia, tipo fijo, tipo fijo-reptante y devaluación, con la finalidad de construir una clasificación trimestral a partir de los datos semanales de los tipos de cambio y mensuales de las reservas de divisas. La aplicación se hace a una muestra de los diez principales países del sureste asiático durante el período 1990-2002. La moneda que se toma de referencia es el dólar norteamericano, y las comparaciones de varianza se realizan respecto al grupo considerado como de libre flotación (dólar USA/marco alemán o euro después de 1999, dólar USA/yen japonés y dólar USA/libra esterlina).

La técnica utilizada por Coudert y Dubert (2004) se desarrolla en cinco etapas. En la primera, calculan la tendencia anual de las series semanales del tipo de cambio. Si la tendencia es positiva (depreciación), las series sin tendencia se computan para distinguir entre sistemas fijos y flexibles. A continuación, a las series utilizadas del tipo de cambio se les elimina la tendencia en los períodos en que ésta se muestra positiva. Si, por el contrario, la tendencia es negativa (apreciación) ha de establecerse primero su significatividad, por lo que proponen que sea superior a un umbral del 2% anual. En el caso de que lo sea, el régimen cambiario correspondiente no puede ser fijo, por lo que se pasa directamente a la cuarta etapa, en la que se examina si la flotación es pura o sucia. Cuando el valor sea inferior a ese 2%, se necesita pasar a la segunda etapa ya que entonces se está ante un sistema fijo o uno flexible sin tendencia.

En la segunda etapa se comparan las varianzas trimestrales de las series a estudiar del tipo de cambio (que puede estar sin tendencia, dependiendo del resultado de la etapa 1) con las de las monedas de referencia (por definición flotantes). Proponen así un contraste estadístico que les permite distinguir entre tipos de cambio fijos y tipos de cambio flotantes.

En la tercera etapa, se estudia la tendencia determinística anual, obtenida en la primera etapa, con la finalidad de distinguir entre tipos fijos y fijos-reptantes. Al primero se les asignan las observaciones en las que la tendencia anual del tipo de cambio sea inferior al 2% mientras que, en otro caso, se las clasifica como propias de un régimen fijo-reptante.

En la cuarta etapa se calcula la varianza de la tasa de crecimiento de las reservas oficiales de divisas de las monedas clasificadas como flexibles en la primera etapa, con el objetivo de diferenciar entre episodios de flotación libre y de flotación sucia. Para obtener las varianzas trimestrales de las reservas se computan las varianzas mensuales sobre un período móvil de 15 meses (los seis meses anteriores, el trimestre en cuestión y los seis meses siguientes). Además, proponen un contraste estadístico para comparar la varianza de la variación de las reservas de las autoridades monetarias de las monedas bajo estudio con las varianzas trimestrales promedio de las tasas de variación de las reservas de las monedas de referencia de flotación libre.

Por último, en la quinta etapa se calculan las tendencias trimestrales determinísticas con el fin de detectar las posibles devaluaciones repentinas del tipo de cambio. Al analizar las naciones del sureste asiático, con un historial de depreciaciones moderadas (excepto en épocas de crisis), establecieron un umbral de significación relativamente bajo (6%), avisando que lo aumentarían si su análisis hubiera considerado a los países latinoamericanos.

Los resultados obtenidos por Coudert y Dubert (2004) apuntan a un elevado "miedo a la flotación", ya que únicamente el 7% de las observaciones pueden catalogarse como de flotación libre. Por el contrario, casi un 50% de los regímenes son de tipo fijo o fijo-reptante, representando las devaluaciones hasta un 9,5% del total.

Los principales inconvenientes de ese procedimiento se encuentran en la necesidad de elegir alguna moneda de referencia de flexibilidad cambiaria cuando se implementan los contrastes de las etapas 2 y 4. Como ventaja, cabe señalar, que combina los principales aspectos considerados en la literatura previa sobre la determinación de regímenes cambiarios implícitos. Tiene en cuenta la fluctuación tanto del tipo de cambio como de las reservas, trata de evitar la confusión de los métodos entre flotación y devaluación y, además, considera una tipología amplia de sistemas de tipos de cambio.

4. UNA APLICACIÓN AL TIPO DE CAMBIO YEN/DÓLAR

En este trabajo se lleva a cabo la aplicación de algunas de las aproximaciones que han sido expuestas en la sección anterior al tipo de cambio yen/dólar, durante el período 1971-2003, con el objetivo de detectar la existencia de bandas implícitas de fluctuación, "acordadas"

por las autoridades monetarias. Como se argumentó en la introducción, la elección de la relación yen/dólar en esta investigación se deriva de su consideración general como el tipo de cambio más flexible en la economía mundial.

Las variables utilizadas son: (1) el tipo de cambio yen/dólar (al cierre del mercado de Nueva York), con datos diarios que cubren el periodo comprendido entre el 4 de enero de 1971 y el 31 de diciembre de 2003; (2) la base monetaria de Japón en trillones de yenes, con datos mensuales desde enero de 1971 hasta diciembre de 2003; (3) las reservas monetarias (excluido el oro) de Japón, en trillones de yenes, con datos mensuales correspondientes al período enero de 1971 a diciembre de 2003; y (4) las reservas monetarias norteamericanas, en miles de millones de dólares, con datos mensuales entre enero de 1971 y diciembre de 2004. Los datos provienen de las Estadísticas Financieras Internacionales, publicadas por el Fondo Monetario Internacional, excepto para el tipo de cambio, para el que la fuente de datos es la Reserva Federal norteamericana.

En los gráficos siguientes se presenta la dinámica de las variables que se utilizan en el estudio de los regímenes *de facto* del tipo de cambio yen/dólar. El Gráfico 1 muestra la evolución del tipo de cambio diario yen/dólar, observándose una tendencia global, muy marcada en ocasiones, hacia la apreciación del yen durante los últimos treinta años que, desde la perspectiva estadounidense, ha sido calificada por McKinnon y Ohno (1997) como "el síndrome del cada vez más elevado yen". Por su parte, en el Gráfico 2 se presenta la evolución mensual de las reservas norteamericanas (en el panel de la derecha) y de las reservas del Banco de Japón (en el panel de la izquierda). La evolución mensual de la base monetaria de Japón se representa en el Gráfico 3.

A continuación se ofrecen los resultados de la aplicación de tres de los procedimientos que se pueden emplear para clasificar los regímenes cambiarios implícitos del tipo de cambio yen/dólar[10]. En el primer caso, se utiliza una medida que tiene en cuenta tanto la volatilidad del tipo de cambio como la intensidad de las intervenciones del banco central, aproximando éstas a través de las variaciones en sus

10. Los resultados obtenidos deben interpretarse con la debida cautela, por cuanto los procedimientos sugieren clasificaciones cambiarias implícitas a partir de la dinámica del tipo de cambio y las reservas, cuando la estabilidad o inestabilidad cambiaria puede venir condicionada por perturbaciones macroeconómicas que motivan diferenciales de inflación, de tipos de interés o posibles recesiones.

Gráfico 1.
Tipo de cambio Yen/$

Gráfico 2.
Reservas de divisas de la FED y del Banco de Japón
(en millones de dólares y de yenes)

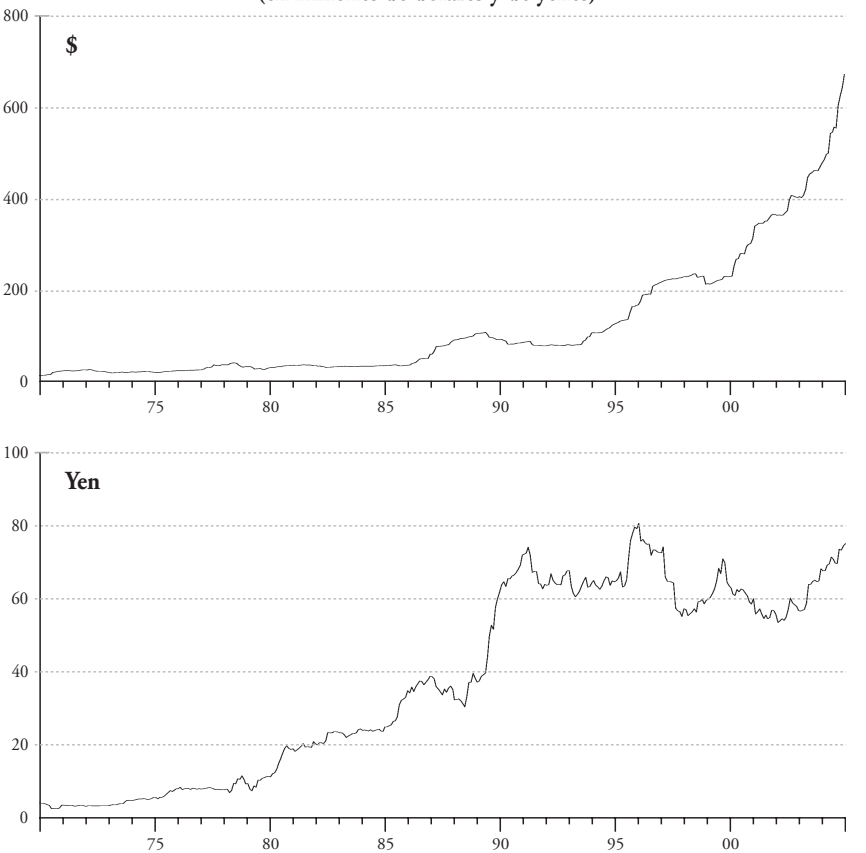
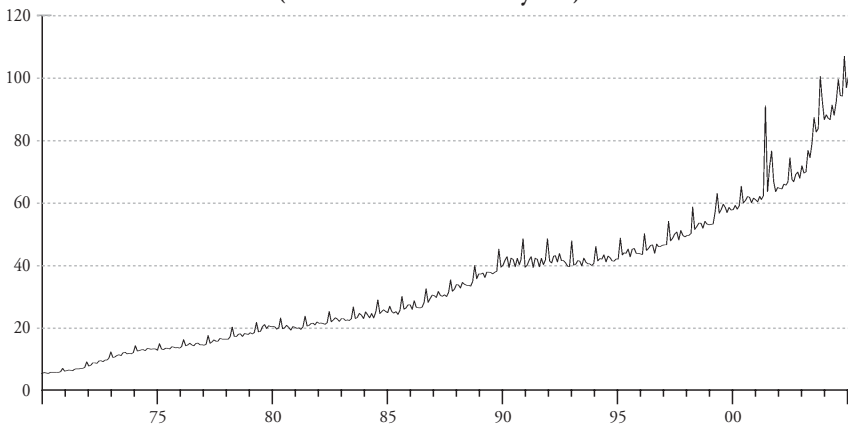


Gráfico 3.
Base monetaria en Japón
(en miles de millones de yenes)

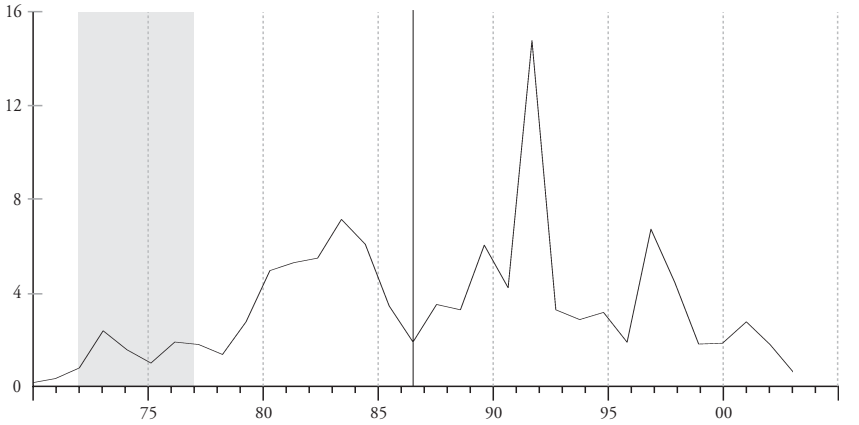


reservas. El segundo procedimiento emplea únicamente el tipo de cambio para detectar los regímenes cambiarios distintos de la libre flotación, aunque centra su interés en la búsqueda de bandas implícitas de fluctuación. Por último, se presenta una aproximación que incorpora una secuencia de contrastes para la identificación de los sistemas cambiarios.

4.1. Índice de flexibilidad efectiva

Los resultados obtenidos aplicando el indicador propuesto por Poirson (2001) a los datos del tipo de cambio yen/dólar, las reservas y la base monetaria de Japón se muestran en el Gráfico 4. La proximidad al valor cero mide la cercanía a un sistema de tipo de cambio fijo, como parece observarse que había ocurrido en los primeros años de la década de 1970 bajo el sistema de Bretton Woods. Al parecer, la situación cambiaria en el bienio 2002-2003 apuntaría en la misma dirección. Según Reinhart y Rogoff (2004), entre 1973 y 1977 habría existido una banda móvil de fluctuación, lo que parece sugerir el indicador de Poirson. Éste recoge también la posible zona objetivo *de facto* que se habría observado en 1987, como consecuencia del acuerdo del Louvre entre los países del G-7, en línea con el análisis realizado por Esaka (2000). Por último, puede destacarse la reducción del valor del índice en 1995, cuando el dólar exhibía una situación de debilidad.

Gráfico 4.
Indicador de Poirson



4.2. Bandas implícitas

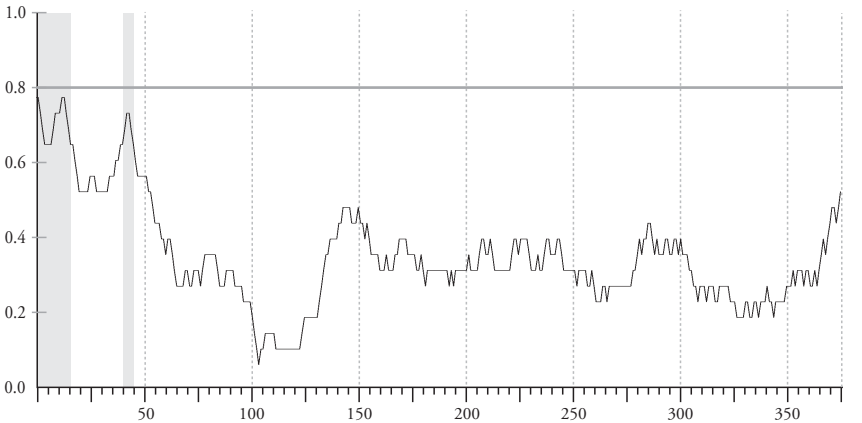
Las bandas implícitas de fluctuación del tipo de cambio yen/dólar se obtienen, en primer lugar, utilizando el procedimiento de Reinhart y Rogoff (2004), mientras que, en segundo término, se emplea un contraste estadístico sobre el mismo. Por último, se presenta una aproximación alternativa, con la intención de estudiar la sensibilidad de la propuesta de Reinhart y Rogoff[11].

En el Gráfico 5 se muestran los resultados alcanzados mediante la aplicación del procedimiento propuesto por estos autores, con el que se calcula la proporción de meses de los 24 rodantes, incluyendo el actual, en los que la variación mensual porcentual del tipo de cambio es inferior al 1%. Atendiendo al umbral del 80%, sugerido por estos mismos autores, únicamente habría un acercamiento a la presencia de bandas en las etapas más tempranas del periodo muestral, es decir, durante la última época de Bretton Woods así como poco después del abandono de dicho sistema.

En el Gráfico 6 se realiza un ejercicio similar, pero considerando una banda de fluctuación del 2%. Adoptando otra vez el umbral del 80%, el procedimiento confirma la presencia de bandas en los años 1971 y 1972, así como en el periodo comprendido entre el segundo

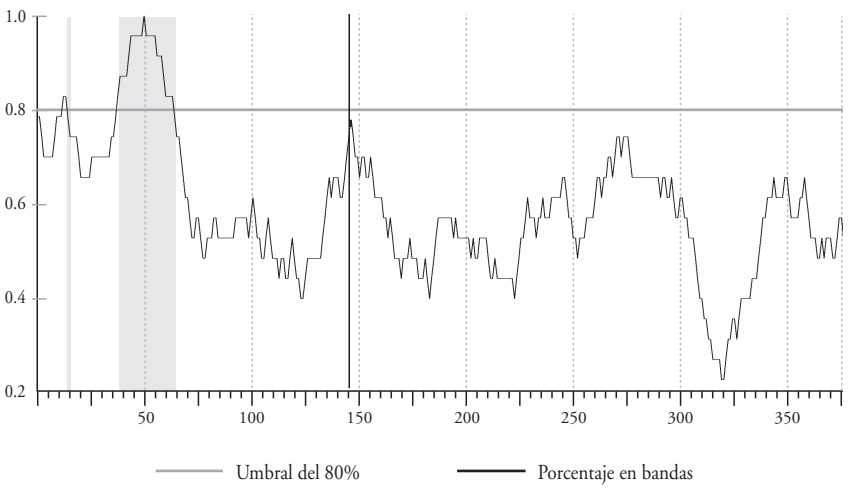
11. Debe considerarse que este método y las variantes planteadas lo que detectan son corredores para el tipo de cambio, no necesariamente bandas en torno a una paridad que se mantiene constante con saltos discretos ocasionales, como las bandas asociadas al Sistema Monetario Europeo. De esta forma, se pueden detectar también bandas de fluctuación móviles y reptantes.

Gráfico 5.
Porcentaje de variaciones mensuales dentro de bandas del 1%



trimestre de 1974 y el primer trimestre de 1978. Estos resultados coinciden con los obtenidos por Reinhart y Rogoff (2004) y son similares a los que se alcanzan aplicando el procedimiento secuencial de Coudert y Dubert (2004), que se presenta en el apartado 3.3, aunque los resultados no se corresponden exactamente en algunos trimestres de los años mencionados. Durante estos mismos periodos, el indicador de Poirson exhibe unos valores relativamente bajos, sugiriendo por ello un acercamiento del tipo de cambio yen/dólar a un régimen cambiario semifijo.

Gráfico 6.
Porcentaje de variaciones mensuales dentro de bandas del 2%



Una debilidad de la aproximación de Reinhart y Rogoff (2004) radica en que los resultados no son filtrados por su significación estadística. Por ello, se ha llevado a cabo un contraste en el que la hipótesis nula consiste en la probabilidad de que la variación del tipo de cambio se mantenga dentro de una banda de ±1 ó ±2% en un período rodante de 2 años sea menor o igual que el umbral, ya señalado, de 0,8.

Formalmente, y asumiendo normalidad e independencia, el contraste sobre si la proporción poblacional es menor o igual que una frecuencia p_0 determinada y, por tanto, de la aceptación de la ausencia de bandas, se plantea como sigue:

$$\begin{matrix} H_0 : p \leq p_0 \\ H_1 : p > p_0 \end{matrix}$$, donde p_0 es la probabilidad determinada.

La región de aceptación de la hipótesis nula es: $\hat{p} \leq \varepsilon$, siendo $\hat{p}$ la proporción muestral estimada y $\varepsilon = p_0 + z_{1-\alpha}\frac{\sqrt{p_0 q_0}}{\sqrt{n}}$, donde $z_{1-\alpha}$ es el valor crítico de la distribución normal estándar al nivel de confianza del $1-\alpha$, q_0, es $1-p_0$, $\frac{\sqrt{p_0 q_0}}{\sqrt{n}}$, es la desviación poblacional y n el tamaño muestral.

Los resultados de la aplicación de este contraste modificado no permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de bandas cuando se toma una amplitud de bandas del ±1% en todo el periodo muestral, a pesar de que los autores sugieren su presencia tras la eliminación del sistema de Bretton Woods. Cuando se consideran unas bandas del ±2%, se rechaza la hipótesis nula de ausencia de bandas de fluctuación únicamente entre el segundo trimestre de 1974 y el segundo trimestre de 1976, sugiriéndose así la presencia de las mismas en esta etapa. De esta forma, se reduciría de manera considerable el periodo detectado a partir de la aplicación estricta del procedimiento utilizado por Reinhart y Rogoff.

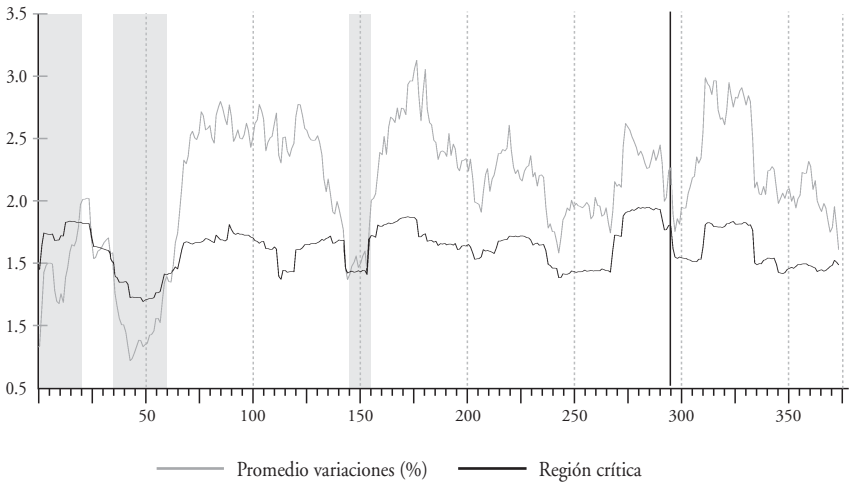
Una manera alternativa de mejorar la aproximación de estos autores consiste en el contraste directo de que las variaciones mensuales absolutas porcentuales promedio de cada periodo de 24 meses son significativamente inferiores a un 1% o a un 2%. Asumiendo normalidad y ausencia de correlación serial, para contrastar si la media poblacional (de las variaciones mensuales en períodos de 24 meses) es menor o igual que una media μ_0 (±1% o ±2%) determinada, el contraste tiene la siguiente forma[12]:

$H_0 : \mu \leq \mu_0$
$H_1 : \mu > \mu_0$, donde μ_0 es la media determinada.

La región de aceptación de la hipótesis nula es $\bar{x} \leq \varepsilon$, siendo $\bar{x}$ la media muestral del yen/dólar y $\varepsilon = \mu_0 + t_{1-\alpha} \frac{S}{\sqrt{n}}$, donde $t_{1-\alpha}$ es el valor crítico de la distribución normal estándar al nivel de confianza del $1-\alpha$, siendo S la cuasivarianza y n el tamaño muestral. Al nivel de significación del 5% se elige el valor crítico de 1,7109.

Los resultados de aplicar este procedimiento estadístico, sin recurrir previamente a contar periodos como se hace en Reinhart y Rogoff, se recogen en los gráficos 7 y 8.

Gráfico 7.
Contraste sobre las variaciones mensuales absolutas promedio. Bandas del ±1%

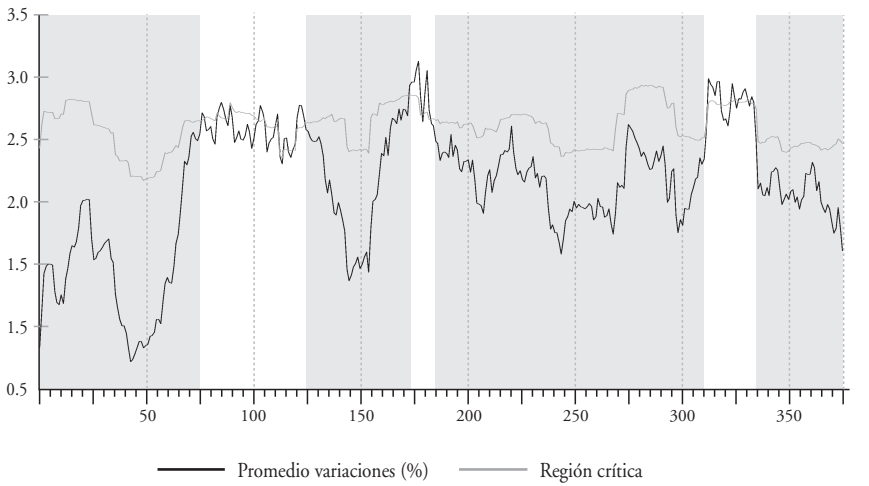


En el Gráfico 7 se presentan los resultados cuando se consideran unas bandas de fluctuación del ±1%. En color oscuro aparece el valor medio (de 24 meses rodantes) de las variaciones absolutas porcentuales del tipo de cambio de cada mes respecto al mes anterior, mientras que en color claro se representa la serie para la región crítica al 5%. Cuando la región crítica se encuentra por encima del promedio de las variaciones porcentuales significa que la hipótesis nula no se rechaza, sugiriéndose la aceptación de la presencia de bandas menores o iguales al ±1%. Esto último habría ocurrido otra vez en torno a Bretton

12. Dado el carácter temporal de la serie y el tamaño muestral reducido de las ventanas rodantes de 24 observaciones mensuales, se ha utilizado el contraste de la razón de Von Neumann, no rechazándose la hipótesis nula de ausencia de correlación serial en la mayor parte del periodo estudiado.

Woods, aunque se amplía más claramente hasta finales de 1977. Asimismo, entre los años 1983 y 1985 (coincidiendo, como se observará, con lo obtenido por el procedimiento de Coudert y Dubert) aparece de nuevo cierta evidencia de bandas de fluctuación. Entre los años 1995 y 1997 parece sugerirse la cercanía de bandas (siendo relativamente bajo el indicador de Poirson en los años 1995 y 1996).

Gráfico 8.
Contraste sobre las variaciones mensuales absolutas promedio. Bandas del ±2%



Como puede observarse en el Gráfico 8, el promedio de las variaciones mensuales absolutas del tipo de cambio se encuentra en general por debajo de la región crítica (al 5%) cuando se utiliza una banda del ±2%, sugiriendo (dado el carácter rodante de los 24 meses del contraste) que en la práctica totalidad del periodo de estudio habrían existido unos límites mensuales del ±2%. Si se combina este resultado con el obtenido para unas bandas del ±1%, los resultados indicarían la presencia de bandas de fluctuación comprendidas entre el ±1 y el ±2 % durante todo el periodo muestral, excepto en los tres periodos detectados con el contraste de bandas al ±1%, en los que las bandas de fluctuación habrían sido aún más estrechas, es decir, inferiores al ±1%.

4.3. Procedimiento secuencial de Coudert y Dubert

En el Cuadro 1 se presentan los resultados obtenidos siguiendo la secuencia de contrastes propuesta por Coudert y Dubert (2004), y

descrita en la sección 3.3, tomando el tipo de cambio libra esterlina/dólar como referencia de libre flotación en la etapa 2 y la variación de las reservas de EEUU en el contraste de la etapa 4.

Cuadro 1:
Clasificación regímenes cambiarios *de facto*
(contrastes al 95% significación)

		Trimestre		
Año	I	II	III	IV
1971	Peg	Peg	Flotación sucia	Flotación libre
1972	Flotación libre	Peg	Peg	Peg
1973	Flotación libre	Peg	Peg	Peg
1974	Flotación libre	Peg	Flotación libre	Peg
1975	Flotación libre	Peg	Peg	Peg
1976	Peg	Peg	Peg	Peg
1977	Flotación libre	Flotación libre	Peg	Flotación sucia
1978	Flotación sucia	Flotación libre	Flotación sucia	Flotación sucia
1979	Flotación libre	Peg	Peg	Flotación libre
1980	Flotación libre	Flotación libre	Flotación libre	Peg
1981	Peg	Peg	Peg	Flotación libre
1982	Flotación sucia	Flotación sucia	Flotación sucia	Flotación sucia
1983	Peg	Peg	Peg	Peg
1984	Peg	Peg	Peg	Peg
1985	Peg	Peg	Peg	Flotación libre
1986	Flotación libre	Flotación libre	Peg	Flotación libre
1987	Peg	Peg	Flotación libre	Flotación libre
1988	Peg	Peg	Peg	Peg
1989	Peg	Peg	Peg	Peg
1990	Flotación libre	Peg	Flotación libre	Flotación libre
1991	Peg	Peg	Peg	Peg
1992	Peg	Peg	Peg	Peg
1993	Peg	Flotación sucia	Flotación sucia	Flotación libre
1994	Flotación sucia	Peg	Peg	Peg
1995	Flotación sucia	Flotación libre	Flotación libre	Peg
1996	Peg	Flotación libre	Flotación libre	Peg
1997	Flotación libre	Flotación libre	Peg	Flotación libre
1998	Flotación libre	Flotación sucia	Flotación libre	Flotación libre
1999	Flotación libre	Flotación libre	Flotación libre	Flotación libre
2000	Peg	Peg	Peg	Flotación libre
2001	Flotación libre	Flotación libre	Flotación libre	Flotación libre
2002	Flotación libre	Flotación sucia	Flotación libre	Flotación libre
2003	Peg	Peg	Peg	Peg

Formalmente, para comparar si la varianza del tipo de cambio yen/dólar es mayor que otra de flotación libre se contrasta la siguiente hipótesis:

$H_0 : \sigma^2 \geq \sigma_0^2$
$H_1 : \sigma^2 < \sigma_0^2$, donde σ_0^2 es la varianza de la serie en flotación libre.

La región de aceptación de la hipótesis nula es: $(n-1)\frac{\hat{s}^2}{\sigma_0^2} \geq \varepsilon$, siendo n el tamaño muestral, σ_0^2 la cuasivarianza muestral de la serie del yen/dólar y $\varepsilon = \chi^2_{n-1,1-\alpha}$ el valor crítico de la distribución chi-cuadrado para $n-1$ grados de libertad al nivel de confianza del $1-\alpha$. El tamaño muestral para el cálculo de las varianzas es de 60 días (el equivalente a tres meses, considerando semanas de cinco días hábiles). Este mismo contraste se lleva a cabo para las reservas, cubriendo la etapa 4 del procedimiento.

Los resultados muestran el predominio de un régimen cambiario fijo o semifijo, que se recoge brevemente con el término utilizado en la literatura anglosajona, *peg*, durante numerosos trimestres del período muestral, comprendido entre los años de 1971 y 2003. De hecho, el 53% de las observaciones se catalogan de esa manera. Ello habría sido especialmente acusado para los siguientes períodos:

a) En primer lugar durante 1971-1976, como también se apreciaba con el indicador de Poirson (gráfico 4) y con el contraste directo sobre las variaciones mensuales promedio basado en Reinhart y Rogoff (gráficos 7 y 8). En este sentido, podría afirmarse que el colapso del sistema de Bretton Woods no produjo un movimiento inmediato hacia un régimen cambiario más flexible.
b) En segundo lugar durante 1983-1985, lo que también se observaba con el procedimiento de contraste directo (incluso con unas bandas de fluctuación del ±1%) basado en Reinhart y Rogoff. Ya el propio Fischer (2001) lo indicaba para el año 1985[13].
c) En tercer lugar durante el período 1987-1992. Durante este sexenio predominaron las observaciones que apuntan hacia la existencia de un régimen cambiario semifijo. Así, Esaka (2000) ya estudiaba las "bandas implícitas", derivadas del acuerdo del *Louvre*, entre febrero y octubre de 1987. La debilidad del dólar durante

13. Por el contrario, la otra fecha (otoño de 2000) señalada por Fischer (2001) como de existencia de una zona objetivo entre el yen, el dólar y el euro aparece recogida únicamente a través del contraste directo sobre las variaciones mensuales promedio con unas bandas de fluctuación del ±2%, como puede observarse en el gráfico 8. Igualmente, parece sugerirse su existencia por el indicador de Poirson (gráfico 4).

ese año no lograba atenuarse con las continuas intervenciones de los bancos centrales (en especial del Banco de Japón para evitar la continua apreciación del yen derivada de la caída del dólar). En los años siguientes, las intervenciones (a lo largo de 1988, particularmente en noviembre, y en 1989, sobre todo en mayo, junio y septiembre) se realizan en un contexto de apreciación del dólar. El desplome de la bolsa de Tokio en 1990 y su efecto de arrastre sobre la moneda japonesa, y posteriormente del dólar, parece que convenció a los respectivos bancos centrales para dejar flotar ambas divisas, al menos con posterioridad al mes de marzo de dicho año[14].

A diferencia de lo sugerido por el indicador de Poirson (Gráfico 4), donde el año de 1992 aparece como el de régimen cambiario de mayor flexibilidad, las continuas intervenciones por parte de los bancos centrales para hacer frente a las reiteradas caídas del dólar y de las bolsas de valores parecen recogerse más adecuadamente mediante la aproximación corregida de Coudert y Dubert (2004). Valga como ejemplo que, entre el 17 de enero y el 11 de agosto de 1992, el Ministerio de Hacienda vendió al Banco de Japón dólares, comprando yenes por un valor de 716.900 millones.

d) El año 2003, como también puede observarse mediante el indicador de Poirson (Gráfico 4) y el contraste directo sobre las variaciones mensuales promedio con unas bandas del ±2% (Gráfico 8), la aproximación corregida de Coudert y Dubert (2004) muestra indicios de la existencia de un régimen cambiario fijo. De hecho, durante todo el año se realizaron intervenciones continuas, y muy elevadas, por parte del Banco de Japón, vendiendo yenes (y comprando dólares) para evitar su apreciación, provocada por la caída imparable de la divisa norteamericana.

4.4 Una interpretación de los resultados

En este apartado se presenta una posible interpretación de los resultados obtenidos en la aplicación de los tres procedimientos al tipo de

14. En un artículo reciente, Taylor (2004) encontraba que uno de los períodos de comportamiento no-estacionario, seguido de fuertes reversiones a la media, del tipo de cambio dólar/marco era el que iba entre octubre de 1989 y septiembre de 1990.

cambio yen/dólar, a la luz de los hechos y políticas seguidas en Japón durante el período de estudio.

Como se desprende de la literatura sobre la elección del sistema de tipos de cambio óptimo, el régimen cambiario más apropiado para un país puede variar en cada situación, atendiendo a la naturaleza de los desequilibrios que padece, a las diferencias en capacidad de aislamiento y transmisión de estos desequilibrios en cada uno de ellos y a la habilidad que, bajo cada sistema de tipos de cambio, tienen las autoridades para utilizar de manera efectiva y eficiente los distintos instrumentos de política económica (véase, por ejemplo, Horvath, 2003). En este sentido, se señala que un tipo de cambio flexible sería más conveniente cuando predominen las perturbaciones reales, ya sean internas o externas, y cuanto mayor, menos abierta y más diversificada sea dicha economía. Asimismo, cuanto mayor sea la divergencia entre la tasa de inflación de un país y la de los países con los que comercia, mayor será la necesidad de ajustes cambiarios frecuentes, por lo que sería aconsejable un tipo de cambio flexible. Por último, cuanto mayor sea el grado de desarrollo económico y financiero, menor el volumen de reservas internacionales y mayor la movilidad del capital, más factible será un tipo de cambio flexible.

Se podría argumentar que la dificultad mayor se encuentra en mantener un compromiso cambiario estable y duradero, dado que, en función de las perturbaciones o cambios concretos que se vayan produciendo, los países tendrían un incentivo a desviarse de sus compromisos *de jure*. Así pues, el funcionamiento observado del tipo de cambio escogido, es decir, el comportamiento *de facto*, podría estar relacionado con la situación concreta y con la respuesta de política económica de las autoridades en cada uno de los episodios detectados de desviación hacia un sistema de cambio distinto del oficialmente declarado, desvelando de esta manera la oportunidad de las políticas cambiarias efectivamente seguidas.

En relación a los primeros años de la década de 1970, para los que existe una coincidencia casi unánime en los distintos indicadores a la hora de detectar el predominio de un régimen cambiario fijo, un observador externo podría argumentar que la economía japonesa habría registrado una perturbación real derivada del incremento de los precios del petróleo en 1973, lo que sería consistente con un tipo de cambio flexible. Sin embargo, dicha perturbación sólo tuvo un impacto temporal, dada la rápida respuesta del Banco de Japón (Meltzer, 1986), siendo más importante y duradera la alteración

monetaria derivada del final del sistema de Bretton Woods (Hetzler, 2004), lo que haría más aconsejable un sistema cambiario fijo de facto. Asimismo, durante estos años la economía japonesa presentaba un menor grado de desarrollo económico y financiero con respecto a los Estados Unidos, al tiempo que se trataba de una economía de menor tamaño y menos diversificada, lo que implicaría que fuese más aconsejable el uso de un tipo de cambio fijo en la relación yen/dólar. Además, y por último, la persistente acumulación de superávits comerciales durante estos años sería un motivo adicional para que las autoridades económicas niponas eligieran óptimamente una menor flexibilidad del tipo de cambio, tal y como sugieren los trabajos de Aghion et al. (1999) y Bachetta (2000).

Respecto al período 1987-1992, la política monetaria japonesa estuvo marcada inicialmente por el Acuerdo del Louvre, por lo que el Banco de Japón volvió a dar gran importancia a la estabilización del tipo de cambio. Se iniciaba así un régimen de flotación sucia, mediante una política monetaria basada en reducciones de los tipos de interés a corto plazo como respuesta a los superávit por cuenta corriente y a un yen apreciado. Esta política monetaria expansiva dio lugar a un proceso acelerado de aumento en el precio de los activos que finalizó con el estallido de la burbuja. Hetzel (2004) ha señalado que la perturbación inicial que originó dicho estallido fue monetaria (una elevación de los tipos de interés producida por una contracción monetaria), reflejando la subsiguiente caída en los precios de los activos por el incremento de los tipos de interés, así como el efecto indirecto de la recesión sobre las expectativas de ganancias futuras. Más aún, Leigh (2004) ha detectado una serie de perturbaciones monetarias adversas durante este período, que podrían haber justificado el mantenimiento, por parte de las autoridades económicas japonesas, de una menor flexibilidad de facto en el tipo de cambio.

Por último, en 2003, la economía japonesa estaba sumida en una profunda deflación, en cuyo origen algunos autores señalan la política monetaria desarrollada desde 1998, cuando el Banco de Japón obtuvo su independencia[15], agravada con el establecimiento en 1999 de una política de tipo de interés cero (Ito y Mishkin, 2004). En un

15. La concesión de independencia al Banco Central en 1998 contribuyó al diseño de una política monetaria más conservadora que la requerida por las circunstancias. Cargill, Hutchinson e Ito (2000) sugieren que el Banco de Japón cayó en una "trampa institucional", ya que la independencia recién lograda le llevó a un rechazo de cualquier tipo de colaboración con otros agentes externos, especialmente con el Ministerio de Finanzas.

entorno deflacionista, la política monetaria instrumentada a través de reducciones de tipos de interés a corto plazo no fue efectiva, por lo que se hacía necesario actuar sobre las expectativas de los agentes. En este sentido, Svensson (2003) había propuesto que el Banco de Japón así como el gobierno japonés se comprometieran a mantener un tipo de cambio fijo compatible con dicho objetivo. Por ello, la detección de un régimen cambiario fijo en el año 2003 podría ser consistente con este tipo de política monetaria no convencional, desarrollada con el fin de salir de la situación deflacionista. En este sentido, la cooperación observada entre el Banco de Japón y el Ministerio de Hacienda en la masiva intervención en los mercados cambiarios podría ser consistente con esta hipótesis. Asimismo, Metzler (2002) ha apuntado la posibilidad de que la deflación de Japón tuviera su origen en una perturbación monetaria interna, derivada de un exceso de demanda de dinero; los agentes económicos desearían mantener más saldos reales que los que produce el Banco de Japón y el sistema financiero, por lo que habrían reducido su gasto en la adquisición de bienes y servicios, ejerciendo una presión bajista sobre los precios al incrementar de esta forma sus saldos reales. En estas circunstancias, habría sido conveniente el establecimiento por parte de las autoridades económicas japonesas de una menor flexibilidad *de facto* en su tipo de cambio.

5. CONCLUSIONES FINALES

Al contrario de lo que parecía esperarse, después de la caída del sistema de Bretton Woods, los tipos de cambio flotantes no acabaron imponiéndose. De hecho, los regímenes cambiarios fijos o semifijos parecen ser hoy en día más la norma que la excepción. Y ello incluso en el caso del yen/dólar, considerado como el mejor ejemplo de flexibilidad cambiaria entre todos los existentes en la economía mundial.

Con la finalidad de probar esta afirmación, en esta investigación se han utilizado tres aproximaciones alternativas sugeridas por la literatura más reciente: el indicador de flexibilidad efectiva del tipo de cambio de Poirson (2001), el algoritmo propuesto por Reinhart y Rogoff (2004) y el procedimiento estadístico secuencial para identificar los regímenes cambiarios de Coudert y Dubert (2004). Uno de los resultados más importantes conseguidos en este trabajo es que la taxonomía cambiaria *de facto* es sensible en relación a la aproximación utilizada, por lo que se pone de manifiesto la necesidad de

encontrar procedimientos más sólidos de clasificación.

El índice de flexibilidad efectiva del tipo de cambio de Poirson señala la cercanía a un régimen cambiario fijo en los primeros años de la década de 1970 bajo el sistema de Bretton Woods, apuntando en la misma dirección durante el bienio 2002-2003. Lo mismo ocurre entre 1973 y 1977. También presenta un valor relativamente bajo en torno a la zona objetivo que habría existido en 1987, como consecuencia del acuerdo del Louvre entre los países del G-7. Por último, puede observarse la reducción del valor del índice en 1995, cuando el dólar exhibía una situación de extrema debilidad.

Los resultados obtenidos con el algoritmo de Reinhart y Rogoff (2004) apuntan a la presencia de bandas de fluctuación únicamente entre 1971 y 1972 y entre 1974 y 1978. Sin embargo, si se contrasta directamente la hipótesis de que las variaciones absolutas promedio de períodos de 24 meses rodantes se mantienen dentro de una banda determinada, parece señalarse la existencia de bandas de fluctuación en general de entre un ±1% y un ±2%.

Por último, los resultados alcanzados en la presente investigación utilizando el procedimiento estadístico secuencial para identificar los regímenes cambiarios de Coudert y Dubert (2004) muestran un cierto predominio de un régimen cambiario fijo o semifijo para el tipo de cambio yen/dólar en numerosos trimestres, el 53% del período muestral, comprendido entre los años de 1971 y 2003.

Existen varias direcciones posibles a la hora de realizar futuras extensiones de este trabajo. En primer lugar, la detección de regímenes implícitos debe combinar, al menos, información relativa a la dinámica del tipo de cambio y de las intervenciones. El uso de las intervenciones de las autoridades monetarias en vez de las variaciones de sus reservas permitiría conocer mejor el régimen cambiario realmente utilizado. En segundo lugar, se podría evaluar la credibilidad de aquellos episodios de zonas objetivo de facto que se han detectado. Por último, como extensión más genérica, podría aplicarse esta metodología para examinar los regímenes cambiarios existentes entre las monedas europeas de los países que no participan en la Unión Económica y Monetaria con el euro, con el fin de evaluar las posibilidades de éxito de su pertenencia al nuevo Mecanismo de Cambios e Intervención-II. La cercanía de su régimen al utilizado en el ERM-II daría una idea de la capacidad y la disciplina de los nuevos países incorporados a la UE para mantener estable sus tipos de cambios frente a perturbaciones. Las extensiones mencionadas figuran en la

agenda investigadora de los autores y esperamos ofrecer en un próximo futuro los resultados obtenidos al explorar estas cuestiones.

REFERENCIAS

Aghion, P., Bachetta, P. y Banerjee, A. (1999), "Capital markets and the instability of open economies". Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper 2083.

Alberola, E. y L. Molina (2004), "What does really discipline fiscal policy in emerging markets? The role and dynamics of exchange rate Sregimes". Banco de España, Documento de Trabajo 0403.

Bachetta, P. (2000), "Monetary policy with foreign currency debt". Gerzensee Study Center, Swiss National Bank, Working Paper 00.03.

Bean, C. (1992), "Economic and Monetary Union in Europe", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 6, pp. 101-121.

Bertola, G. and L.E.O. Svensson (1993), "Stochastic devaluation risk and the empirical fit of target zone models", *Review of Economic Studies*, Vol. 60, pp. 689-712.

Calvo, G.A. y C.M. Reinhart (2002), "Fear of floating", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, pp. 379-408.

Cargill, T. F., Hutchinson, M. M. e Ito, T. (2000), Financial Policy and Central Banking in Japan. Cambridge, MA: The MIT Press.

Chang, R. y A. Velasco (2000), "Exchange rate policy for developing countries", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, Vol. 90, pp. 71-75.

Coudert, V. y M. Dubert (2004), "Does exchange rate regime explain differences in economic results for Asian countries?". CEPII Working Paper No 2004-05.

Eichengreen, B. (1994), International Monetary Arrangements for the 21st Century. Washington, DC, The Brookings Institution.

Eichengreen, B. (2000), "The EMS crisis in retrospect". National Bureau of Economic Research, Working Paper 8035.

Esaka, T. (2000), "The Louvre Accord and central bank intervention: Was there a target zone?", *Japan and the World Economy*, Vol. 12, pp. 107-126.

Fischer, S. (2001), "Exchange rate regimes: Is the bipolar view correct?", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, pp. 3-24.

Frankel, J. (1999), *No* Single Currency is Right for all Countries or at all Times, Essays in International Finance, 215, Princeton University Press.

Ghosh, A.R., Gulde, A.M., Ostry, J.D. y H.C. Wolf (1997), "Does the nominal exchange rate regime matter?". National Bureau of Economic Research, Working Paper 5874.

Glick, R. y Hutchinson, M. H. (1994), "Monetary policy, intervention and exchange rate in Japan", en R. Glick y M. H. Hutchinson (eds.) Exchange rate Policy and Interdependence, New York: Cambridge University Press.

Hetzel, R. L. (2004), "Price stability and Japanese monetary policy". Federal Reserve Bank of Richmond, Working Paper 04-1.

Hiyashi, M. y Prescott, E. C. (2002), "The 1990s in Japan: A lost decade", *Review of Economic Dynamics*, Vol. 5, pp. 206-235.

Horvath, J. (2003), "Optimum currency area theory: A selective review". Institute for Economies in Transition, Bank of Finland, Discussion Paper 15/2003.

Ito, T. y Mishkin, F. (2004), "Monetary policy in Japan: Problems and solutions". Trabajo presentado a la Conferencia "Japanese Monetary Policy: Experience and Future", Economic and Social Research Institute, Cabinet Office, Government of Japan.

Ledesma-Rodríguez, F., Navarro-Ibáñez, M., Pérez-Rodríguez, J. y S. Sosvilla-Rivero (2003), "On the credibility of a target zone: Evidence from the EMS", Documento de Trabajo E2003/33, Fundación Centro de Estudios Andaluces.

Leigh, D. (2004), "Monetary policy and the dangers of deflation: Lessons from Japan", Working Paper 511, Department of Economics, The Johns Hopkins University.

Levy-Yeyati, E. y F. Sturzenegger (2000), "Classifying exchange rate regimes: Deeds *vs*. Words", CIF Working Paper 02/2000, Universidad Torcuato Di Tella.

Levy-Yeyati, E. y F. Sturzenegger (2001), "Exchange rate regimes and economic performance" *IMF Staff Papers*, Vol. 47, Special Issue, pp. 62-98.

McKinnon, R. I. (2000), "The foreign exchange origins of Japan's liquidity trap", *Cato Journal*, Vol. 20, pp. 73-84

McKinnon, R. I. y Ohno, K. (1997), Resolving Economic Conflict Between the United States and Japan, Cambridge, MA: The MIT Press.

Meltzer, A. H. (1986), "Monetary and exchange rate regimes: A comparison of Japan and the United States", *Cato Journal*, Vol. 6, pp. 667-683.

Meltzer, A. H. (2002), "Japan's Monetary and Economic Policy", *World Economics*, Vol. 3, pp. 85-103.

Poirson, H. (2001), "How do countries choose their exchange rate regime?". International Monetary Fund, Working Paper 01/46.

Reinhart, C.M. (2000), "The mirage of floating exchange rates", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, Vol. 90, pp. 65-70.

Reinhart, C.M. y V.R. Reinhart (2003), "Twin fallacies about exchange rate policy in emerging markets", *Moneda y Crédito*, No. 216, pp. 11-29.

Reinhart, C.M. y K.S. Rogoff (2004), "The modern history of exchange rate arrangements: A reinterpretation", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 119, pp. 1-48.

Summers, L. (2000), "International financial crises: Causes, prevention, and cures", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, Vol. 90, pp. 1-16.

Svensson, L. O. (2003), "Escaping from a liquidity trap and deflation: A foolproof way and others", Working Paper 10195, National Bureau of Economic Research.

Taylor, M.P. (2004): "Is official exchange rate intervention effective?", *Economica*, Vol. 71, pp. 1-11.

El alisamiento de beneficios en las Cajas de Ahorro españolas: Cuantificación e instrumentos*

Natividad Blasco de las Heras
Universidad de Zaragoza
Begoña Pelegrín Martínez de Pisón
Universidad de Zaragoza

Abstract

The purpose of this paper is twofold. First, we propose a new methodological approach based on the empirical smoothed density function for the earings variables together with a bootstrap-based procedure to assess income smoothing practices carried out by Spanish Savings Banks. Second, we apply a regression procedure to determine which accounting variables can explain earning management.

Our findings indicate that income smoothing practices implemented by Spanish savings banks are not very large, although consistently relevant. The write-down of long term financial investment, the provision to the general risk allowance, as well as the amount allocated for charitable-social events, are the main variables explaining this behavior.

El objetivo del presente artículo es obtener información acerca de la magnitud de las prácticas de alisamiento que llevan a cabo las Cajas de Ahorros en España, de cómo las han realizado y cuáles son las partidas contables específicas susceptibles de manipulación.

Partiendo de una nueva propuesta metodológica basada en un estimador kernel que genera las funciones de densidad empíricas y suavizadas de las variables de beneficio asociadas a la hipótesis nula de ausencia de manipulación, detectamos que el alisamiento que realizan las cajas de ahorros españolas aún no siendo de gran magnitud, puede considerarse significativo.

Mediante técnicas de regresión encontramos que las variaciones de beneficios debidas a manipulación se explican por las variaciones de las cifras netas de amortizaciones y saneamientos de inmovilizados y activos inmateriales, las cifras netas de insolvencias, y la obra social.

* Las autoras desean agradecer los comentarios y sugerencias realizados por los dos evaluadores anónimos a la primera versión del trabajo

Las autoras desean agradecer al Ministerio de Ciencia y Tecnología (SEC2003-07808-C039 la colaboración financiera.

1.- INTRODUCCION

La literatura académica existente sobre el alisamiento de beneficios pretende dar respuesta a por qué los gerentes tienden a manipular, dónde lo hacen y cuáles son las consecuencias de dicha actuación. Revisiones de trabajos en esta dirección como los de McNichols (2000), Healey y Wahlen (1999) o Dechow y Skinner (2000), son ejemplos claros y recientes del interés que suscita el tema.

Desde un punto de vista más concreto, y en referencia a las partidas utilizadas en las prácticas de alisamiento, los resultados de algunos trabajos evidencian que las cuentas asimiladas a provisiones o reservas para insolvencias y pérdidas, o riesgos en contratos de seguros, son candidatas claras a la manipulación. Estudios como el de McNichols y Wilson (1988), Scholes et al. (1990), Moyer (1990), Petroni (1992), Beatty et al. (1995), Collins et al. (1995), Beaver y Engle (1996), Liu et al. (1997), Beaver y McNichols (1998), Peñalva (1998), Teoh et al. (1998), Saurina para el caso de las Cajas de Ahorros españolas (1999), o Nelson (2000) son ejemplos recientes en esta línea. La infradotación de estas partidas se detecta con más frecuencia en empresas financieramente débiles que en aquellas que poseen un mayor grado de fortaleza financiera.

Otros contrastes de manipulación de beneficios se basan en las cuentas que valoran la posibilidad de pago de impuestos diferidos, aunque las evidencias empíricas no se muestran muy claras (véase, entre otros, Visvanathan (1998), Myers y Skinner (1999) o Ayers (1998)).

Existen, no obstante, otros estudios que han abordado el tema de conceptos específicos desde una perspectiva más general. Así, Beneish (1997) identifica la manipulación del beneficio basándose en indicadores relacionados con cuentas a cobrar, cuentas a pagar o existencias.

A pesar de la evidencia comentada, son pocos los estudios centrados en la cuantificación de las prácticas de alisamiento, entendiendo como tal el conjunto de actuaciones discrecionales, que estando dentro de la legalidad establecida en la normativa contable, permiten a la gerencia presentar una evolución estable en la cifra de beneficios publicada. La razón es prácticamente obvia; resulta sumamente difícil estimar cual debería haber sido la magnitud de la cifra de beneficios si no hubiera habido manipulación considerando, además, que el importe total de la misma puede deberse a la actuación discrecional por parte del gerente en más de una variable contable.

El propósito de nuestro artículo es ofrecer información sobre la magnitud de las prácticas de alisamiento de beneficios y el modo en que se realizan en un tipo concreto de entidades: las cajas de ahorros españolas. Es por ello que las principales novedades que presenta este trabajo son, además del objetivo planteado, la metodología utilizada y las entidades estudiadas, por la escasez de sus antecedentes en la literatura financiera.

Tal y como se expone en Gill de Albornoz (2003), dentro del alisamiento intencionado se puede diferenciar entre alisamiento real y artificial. El primero se refiere al control, por parte de los gerentes, de los hechos económicos que son representados por la contabilidad, mientras que el alisamiento artificial se produce mediante la manipulación de variables contables sobre cuya determinación la normativa es flexible.

De hecho, resulta incluso factible la existencia de un alisamiento institucional, promovido por la normativa que emiten instituciones como el propio Banco de España. La evolución de la gestión del riesgo es un factor determinante que tiene su reflejo no solo en la rentabilidad de las entidades sino también en el marco regulatorio. Tal y como se expresa en la circular nº 9/1999 del Banco de España, el riesgo de insolvencia soportado por las entidades de crédito está fuertemente ligado al ciclo económico y considera necesario introducir en la normativa contable de las entidades de crédito criterios de cobertura basados en modelización estadística y, obviamente, en la propia experiencia histórica, que compensen en épocas de bonanza el riesgo de un aumento de la morosidad de los créditos, y de las cargas o pérdidas provocadas por ello, en las cuentas de resultados de esas entidades en los años de coyuntura débil.

Además del mencionado fondo estadístico de insolvencias en España, en el que la dotación se acerca al concepto de pérdida esperada, otro de los ejemplos de los avances internacionales en este sentido (la gestión del riesgo) está vinculado con los requerimientos de capital de Basilea II, donde aparecen los conceptos de máxima pérdida para un nivel de confianza dado y de pérdida esperada, acercándose al concepto de capital en riesgo. Estos requerimientos además se acompañan de una evolución en el concepto de supervisión de las entidades financieras y de un cambio significativo en la información que estas entidades deben ofrecer a los mercados sobre los riesgos incurridos para que, a su vez, los agentes del mercado valoren convenientemente las primas de riesgo aplicables a los pasivos y el capital

de las entidades, para que los acreedores puedan reducir la posibilidad de eventos adversos que pongan en peligro el cobro de sus deudas y para que los clientes vean favorecidas sus relaciones con la entidad al disminuir las concentraciones de riesgo y por la existencia de nuevos productos.

En este contexto, la determinación de la importancia de las prácticas de alisamiento y los instrumentos utilizados para la realización de las mismas puede ser un elemento importante para valorar en que medida deberían dotarse algunas provisiones o fondos, para permitir conocer cuales serían las probabilidades de pérdida esperada o, incluso, para diseñar medidas de riesgo asociadas al grado de diferencia del comportamiento informado respecto del comportamiento esperado.

Son dos las referencias básicas que sustentan este artículo. La primera de ellas es el trabajo de Saurina (1999), que evidencia que existe alisamiento de beneficios en un tipo de entidades, las Cajas de Ahorros, que no tienen la necesidad de justificarse ante sus accionistas. La mayor parte de los estudios empíricos justifican las prácticas de alisamiento para mejorar la imagen de la empresa ante el mercado de capitales. Sin embargo, nosotros entendemos que las Cajas de Ahorros españolas desean presentar ante la sociedad, a lo largo del tiempo, un beneficio estable y sostenido, (con incrementos pequeños pero detectables) que les permita ganarse la confianza de sus clientes y por lo tanto incrementar su cuota de mercado. Es decir, también pueden estar interesadas en la realización de este tipo de prácticas. El segundo de los trabajos es el presentado por Burgstahler y Dichev (1997), que sirve de origen a la metodología que proponemos.

Asimismo, debemos considerar la evidencia empírica presentada por Gill de Abornoz e Illueca (2003) para un conjunto de bancos comerciales de la Unión Europea durante el periodo 1990-2002. Estos autores encuentran resultados favorables al alisamiento de beneficios, siguiendo propuestas de Burgstahler y Dichev, que se atribuyen a la discrecionalidad incluida en la provisión de morosidad. Este resultado contribuye a la generalización al sector financiero europeo de la evidencia encontrada en empresas de sectores no financieros de Estados Unidos y el Reino Unido, así como de entidades financieras de Estados Unidos

Por otra parte, los resultados de Blasco y Pelegrín (2003) nos informan de la existencia de alisamiento de beneficios, aunque no de su magnitud, en las entidades objeto de estudio, en primer término, con posterioridad a la determinación del margen de explotación y

con anterioridad a la determinación del beneficio antes de impuestos y, en segundo término, entre el beneficio antes de impuestos y el resultado del ejercicio. Es por ello que consideraremos susceptibles de manipulación las partidas contables intermedias, fundamentalmente las que aparecen en la cuenta de pérdidas y ganancias de las Cajas entre el margen de explotación y el beneficio antes de impuestos.

En este estudio no se buscan los componentes discrecionales de determinada magnitud contable susceptible de manipulación, ni se pretende determinar la cuantía en las que ha sido manipulada determinada partida. La metodología que presentamos nos permite, en primer lugar, realizar una estimación de las variaciones de los beneficios que son debidas al alisamiento y que pueden resultar de la suma de manipulaciones específicas en distintas partidas, para posteriormente, valorar en qué medida las variaciones en cuentas específicas susceptibles de ser manipuladas son la causa de las estimaciones de las cuantías alisadas.

El resto del artículo se estructura con el siguiente orden: a continuación se describe la base de datos; el tercer epígrafe recoge la metodología y el diseño empírico; el cuarto contiene los resultados y el quinto las principales conclusiones.

2.- BASE DE DATOS

La muestra está formada por los datos contables anuales públicamente disponibles de las 48 Cajas de Ahorros que han existido en España a lo largo del periodo 1993–2001 (47 en 2001, ya que la Caja de Carlet desaparece). La elección del intervalo temporal corresponde con un periodo de homogeneidad en la información contable elaborada. Los datos que se utilizan son datos individuales, sin consolidar. La razón por la que optamos por este tipo de datos está asimismo relacionada con la homogeneidad, ya que hasta 1997 no se dispone de los datos consolidados y, posteriormente, no todas las cajas consolidan sus cuentas. Además, cabe considerar que los grupos de consolidación no son homogéneos entre las propias cajas, ya que la composición y las actividades de los mismos pueden no presentar semejanza alguna.

En este trabajo concretamente seleccionamos la siguiente información de sección cruzada:

a) Como variables en las que puede reflejarse la manipulación, ele-

gimos las cifras de beneficio antes de impuestos (BAI_{it}) y de resultados del ejercicio (REJ_{it}) para la Caja i-ésima en el periodo t. Partiendo de estos datos originales se calculan las series de variaciones relativas de beneficios $EBAI_{it}$ y $EREJ_{it}$, utilizando las cifras de activo total al comienzo del periodo de observación como variables de homogeneización del tamaño de las entidades (TA_{it}), tal y como se expone a continuación

$$EBAI_{it} = \frac{BAI_{it} - BAI_{it-1}}{TA_{it-1}} \qquad \text{con t=1994,...,2001} \qquad (1)$$

$$EREJ_{it} = \frac{REJ_{it} - REJ_{it-1}}{TA_{it-1}} \qquad \text{con t=1994,...,2001} \qquad (2)$$

La selección del activo existente al comienzo de cada ejercicio como variable que homogeneiza la variedad de tamaño de las cajas obedece, por un lado, a una de las propuestas sugeridas por Burgstahler y Dichev y, por otro, a la utilidad de esta variable al proponer medidas de evolución anual. Parece razonable medir el crecimiento de los beneficios que ha sido capaz de conseguir una determinada caja de ahorros en un periodo concreto partiendo del conjunto de activos disponibles al comienzo del mismo**.**

b) Como variables susceptibles de alisamiento artificial y que influyen en el cálculo del beneficio antes de impuestos, se extraen:

- Las cifras netas de saneamientos de inmovilizaciones financieras (SAN_{it}).
- Las cifras netas de provisiones para insolvencias (PIN_{it}), que básicamente incluyen tanto las recuperaciones, como las amortizaciones de insolvencias y las dotaciones para cobertura específica, genérica, estadística y para la cobertura del riesgo-país. Asimismo se incorporan las recuperaciones de otros fondos y de activos en suspenso.
- Las cifras de quebrantos (PEX_{it}) y beneficios extraordinarios (BEX_{it}), que fundamentalmente representan las pérdidas o beneficios asociados a participaciones permanentes y a la cartera de inversión, a la enajenación de inmovilizado, dotaciones extraordinarias a fondos especiales, indemnizaciones y resultados de ejercicios anteriores.

  Al igual que en el apartado anterior se calculan las siguientes variaciones relativas:

$$SANE_{it} = \frac{SAN_{it} - SAN_{it-1}}{AT_{it-1}} \qquad \text{siendo t=1994,...,2001} \qquad (3)$$

$$PINE_{it} = \frac{PIN_{it} - PIN_{it-1}}{AT_{it-1}} \qquad \text{siendo t=1994,...,2001} \qquad (4)$$

$$PEXE_{it} = \frac{PEX_{it} - PEX_{it-1}}{AT_{it-1}} \qquad \text{siendo t=1994,...,2001} \qquad (5)$$

$$BEXE_{it} = \frac{BEX_{it} - BEX_{it-1}}{AT_{it-1}} \qquad \text{siendo t=1994,...,2001} \qquad (6)$$

c) Como variable adicional susceptible de alisamiento real, situada en la cuenta de resultados entre el cálculo del beneficio antes y después de impuestos, consideraremos la Obra Social (OS_{it}), que está exenta de tributación.

La consideración de esta variable, OS, como variable de alisamiento real obedece a que no es susceptible de manipulación contable artificial de acuerdo con los términos en los que se define la misma, ya que la obra social no tiene establecido ningún límite salvo el máximo (49% sobre el beneficio), y éste no se alcanza en ninguno de los años objeto de nuestro estudio. Su inclusión en este análisis nos permitirá detectar si se producen comportamientos "no normales", equiparables indirectamente a prácticas manipulatorias artificiales, con las cantidades destinadas a la obra social.

Del mismo modo que en apartados anteriores definimos el correspondiente ratio escalado de crecimiento o decrecimiento de la obra social

$$OSE_{it} = \frac{OS_{it} - OS_{it-1}}{AT_{it-1}} \qquad \text{siendo t=1994,...,2001} \qquad (7)$$

Los cálculos anteriores determinan 383 observaciones para cada variable definida[1].

La tabla 1 recoge una estadística descriptiva básica de las variables incluidas en la base de datos en cada uno de los años que componen el horizonte temporal considerado. Tal y como puede comprobarse,

1. Dado que durante el periodo de estudio ha habido Cajas que se han fusionado, para poder trabajar en las condiciones adecuadas se han creado tres agregados: el que une a la Caja Provincial de Córdoba y a Cajasur, el que une a las Cajas navarras y el que incluye las Cajas gallegas. Hasta el momento de la fusión efectiva, estos agregados se corresponden con la suma directa de las cajas que los integran. Estas fusiones básicamente suman conceptos tanto de activo como de pasivo.

Tabla 1:
Estadística descriptiva de las variables incluidas en la base de datos
(cifras en millones de euros)

	PIN.	SAN	BEX	PEX	OS	AT	BAI	REJ	AÑO
media	-35,416	-1,363	9,194	-5,532	7,790	4110,902	38,128	28,637	**1993**
media	-25,921	-0,692	12,732	-6,411	7,408	4511,417	39,757	30,753	**1994**
media	-23,832	-2,151	12,769	-10,088	8,619	4944,863	46,494	35,240	**1995**
media	-19,605	-2,532	11,700	-16,245	10,701	5406,832	54,992	41,655	**1996**
media	-16,700	-2,428	14,488	-16,201	12,908	5802,953	65,741	50,238	**1997**
media	-12,439	-3,939	18,455	-18,631	15,042	6531,463	73,381	56,891	**1998**
media	-11,373	-3,198	20,392	-22,228	16,083	7358,666	80,036	61,995	**1999**
media	-19,989	-2,834	34,559	-26,953	18,100	8487,884	83,998	69,096	**2000**
media	-29,535	-3,026	15,862	-13,181	19,517	9438,312	84,965	72,859	**2001**
desv.tipica	53,656	4,899	18,190	7,219	14,446	6998,588	53,783	43,744	**1993**
desv.tipica	48,381	1,474	24,547	11,412	10,497	7519,785	51,883	44,757	**1994**
desv.tipica	54,010	8,069	26,568	16,742	13,075	7930,565	56,282	48,030	**1995**
desv.tipica	45,805	10,723	23,092	21,879	15,427	8681,578	62,948	53,483	**1996**
desv.tipica	36,433	5,430	25,014	25,900	18,848	8959,822	74,456	65,774	**1997**
desv.tipica	25,140	11,060	39,680	36,715	22,528	10266,074	87,084	76,593	**1998**
desv.tipica	16,181	8,200	36,700	55,335	24,530	11536,361	100,494	87,787	**1999**
desv.tipica	40,997	9,422	58,982	45,491	27,964	13700,107	108,127	99,934	**2000**
desv.tipica	46,375	10,791	20,831	28,337	29,769	14710,168	108,355	100,922	**2001**

las variables de beneficio, así como la variable obra social y el tamaño de las cajas, se incrementan progresivamente, tanto en media como en desviación típica, si bien el ritmo de crecimiento es más lento en los últimos años de nuestra base de datos. Estas cifras indican la favorable evolución de las cajas en nuestro país y su crecimiento, en especial para algunas de las entidades, que destacan respecto de la media. El resto de las variables no muestra un patrón claro de variación, por lo que, a priori, no puede establecerse una relación explicativa o de causalidad entre ambos conjuntos de variables. Este hecho, unido a la dispersión que manifiestan las variables, hace interesante el análisis de la manipulación y, en consecuencia, el enfrentamiento de la evolución de las denominadas "variables explicativas o variables susceptibles de alisamiento" con una variable "más elaborada", la estimación de las cuantías manipuladas, es decir, la estimación de las diferencias entre las medidas de beneficio informadas por las cajas y las que podrían haber informado si no se aplicase la discrecionalidad contable.

3.- DISEÑO EMPÍRICO Y METODOLOGÍA

De acuerdo con lo expuesto en anteriores epígrafes, el primer paso de nuestra propuesta consiste en estimar, para cada medida de beneficios que puede reflejar la manipulación, el crecimiento positivo o negativo que puede ser atribuido a prácticas de alisamiento[2].

La idea lógica que subyace en todos los trabajos sobre el tema plantea el cálculo de la diferencia entre el beneficio que se informa y el que teóricamente debería ofrecerse en ausencia de manipulación. Obviamente la dificultad para calcular dicho beneficio teórico es la gran barrera que encuentra la literatura empírica. Nuestra propuesta asume como única hipótesis de partida la de suavidad relativa de la distribución de sección cruzada de los cambios escalados de la variable de beneficio en ausencia de manipulación.

La estimación más simple de la distribución de una serie es el histograma. El innovador trabajo de Burgstahler y Dichev (1997) sugiere esta alternativa. Para estos autores, en ausencia de manipulación, la suavidad se considera adecuadamente especificada cuando el número de observaciones incluidas en un intervalo dado de la distribución de beneficios (o "box") es la media aritmética del número de observaciones contenidas en los dos intervalos inmediatamente adyacentes. No obstante, los mismos autores también reconocen que, en presencia de comportamiento manipulador, este procedimiento no resulta del todo apropiado porque uno de los intervalos inmediatamente adyacentes no mantiene la hipótesis nula. Es decir, si la suavidad no se verifica porque la manipulación de las cifras de beneficios induce a un trasvase de probabilidad de un intervalo a otro, se complica el análisis de los resultados para un "box" determinado al modificarse al menos uno de sus "boxes" adyacentes. Entre las sugerencias aportadas para solucionar este problema, algunos autores recomiendan asumir simetría en la distribución de cambios de beneficios y que los valores manipulados no puedan ubicarse a la derecha de un número pequeño y positivo, es decir no se permiten manipulaciones en cuantías

2. En el mencionado trabajo "*A new methodological approach to detect income smoothing in small samples: the case of spanish savings banks*", se detecta la existencia de alisamiento en las variables BAI y REJ. Concretamente, se detecta que pequeños crecimientos en dichas medidas de beneficios, son significativamente más probables que pequeñas pérdidas o que crecimientos nulos de beneficios. Es más, los resultados señalan una "ratio consensuado" de crecimiento de beneficios antes de impuestos entre el 0,03% y el 0,1% sobre el activo. Dicho nivel de crecimiento es estadísticamente significativo. Valores inferiores de esta ratio de crecimiento, aproximadamente desde variaciones de –0.02% hasta el límite 0,03% muestran probabilidades significativamente menores de las esperadas.

excesivas. Adicionalmente a esta restricción, los histogramas son especialmente sensibles a la elección del origen de los intervalos y no son continuos. Estos inconvenientes se agravan de manera especial cuando se trabaja con bases de datos de reducido tamaño.

Para aliviar estos problemas y evitar asumir hipótesis excesivamente restrictivas sobre la forma desconocida de las distribuciones de cambios en los beneficios, la propuesta que realizamos en este trabajo es la utilización de una función de densidad estimada mediante la función kernel de Epanechnikov. La característica de suavidad se consigue haciendo ponderaciones en las que las observaciones más alejadas del punto que se está evaluando aportan un peso específico menor. Los métodos kernel son métodos de gran aplicabilidad y de propiedades bien conocidas, especialmente en el caso univariante. Como consecuencia, entendemos que pueden sernos de gran utilidad en el caso que nos ocupa.

Supongamos una muestra de *n* observaciones reales x_1, ...x_n independientes e idénticamente distribuidas que surgen de una distribución univariante continua cuya función de densidad *f* es la que pretendemos estimar. La función kernel K satisface la condición

$$\int_{-\infty}^{\infty} K(x)\,dx = 1 \tag{8}$$

y el estimador Kernel se define en el punto x como:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{nh}\sum_{i=1}^{n} K\left(\frac{x - Xi}{h}\right) \tag{9}$$

con kernel K y amplitud de ventana (*parámetro de suavidad* o *amplitud de banda*) h.

Obviamente la cuestión clave de este tipo de procesos es la proximidad del estimador propuesto a la verdadera densidad de probabilidad *f*. El valor esperado del estimador es una versión suavizada de la verdadera función de densidad que depende básicamente de la precisión con la que se eligen los parámetros K y h, aunque no depende directamente del tamaño muestral. Puesto que éste es un problema básico en los procedimientos de estimación de la densidad y puesto que no existen líneas claras de actuación universalmente aceptadas, la función de ponderación que hemos elegido es el denominado kernel de Epanechnikov, que se ha mostrado como una de las alternativas más eficientes para un amplio abanico de procesos de estimación de funciones de densidad. Dicho kernel lo definimos como sigue:

$$K_e(t) = \frac{3}{4\sqrt{5}}\left(1 - \frac{1}{5}t^2\right) \text{ cuando } -\sqrt{5} \leq t \leq \sqrt{5} \quad (10)$$

y 0 en otro caso.

Con respecto a la elección del parámetro que controla la amplitud de la ventana, cuanto mayor sea su valor, mayor es el grado de suavidad en la estimación. En este trabajo se utilizan dos valores diferentes de h para poder analizar la robustez de los resultados obtenidos. En primer lugar se propone la denominada opción de Silverman, que sugiere una relación automática basada en los datos de la muestra:

$$h = 0.9kn^{-1/5} \min\left(\sigma, \pi/1.34\right) \quad (11)$$

donde n es el número de observaciones, σ es la desviación típica, y π es el rango intercuartílico de la serie. El factor k es un factor de ajuste que se va transformando a través de las distintas funciones kernel de manera que el parámetro de suavidad se ajusta a las estimaciones de la función de densidad para ofrecer aproximadamente el mismo nivel de suavidad a lo largo de varias funciones kernel. El segundo valor que proponemos es 1.5h, es decir, pretendemos obtener una estimación de la densidad más suave que la anterior. Nuestra pretensión ha sido cubrir un amplio rango de funciones de densidad intermedias. Si los resultados son robustos para h_1 y h_2, la sensibilidad a la elección de la amplitud es despreciable. Nuestras k varían de 0.83 hasta 1.4, lo que proporciona valores de h razonables para la literatura empírica (Silverman, 1986). Entendemos que el valor h de la opción automática proporciona la mínima suavidad, valores de h multiplicados por un corrector mayor que 1 suponen un incremento en los niveles de suavidad, y valores del corrector menores que 1 proporcionan la adaptación a la serie real, disminuyendo la suavidad y proporcionando la exactitud en el ajuste, captando cada vez más las discontinuidades de la función de densidad original. Consideramos que los valores h, sobre todo, y 1.5h son suficientemente restrictivos para no distorsionar las posibles consluciones. Los gráficos 1 y 2 ilustran esta elección.

El número de puntos equidistantes que se evalúan para efectuar la construcción de la distribución es 125 y el algoritmo que se ha utilizado para realizar las estimaciones de la densidad es el propuesto por Fan and Marron (1994) para limitar el número de valoraciones requeridas[3].

Gráfico 1.
Funciones de probabilidad para EBAI

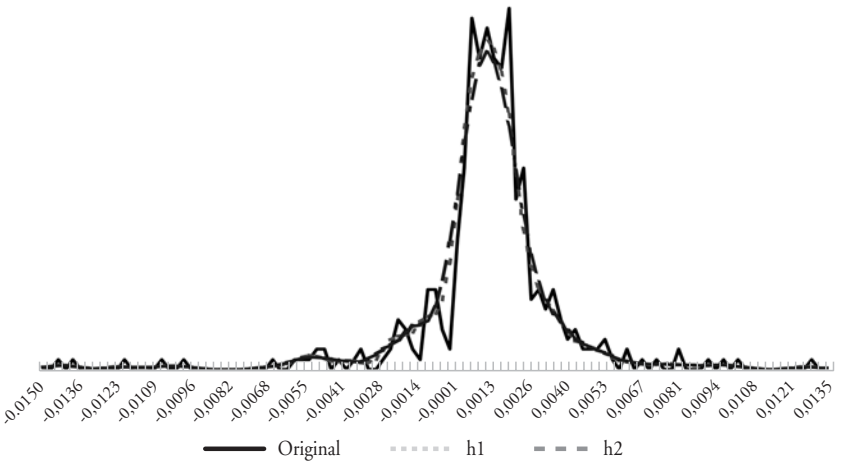
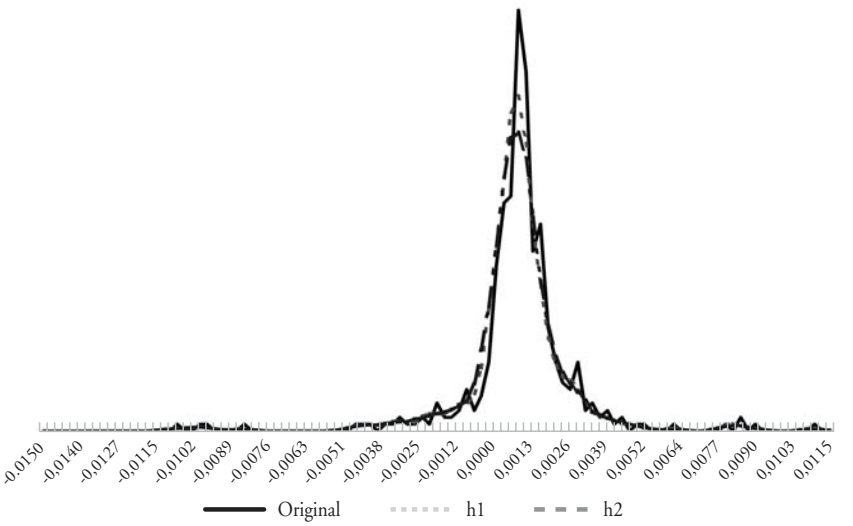


Gráfico 2.
Funciones de probabilidad para EREJ



Así pues, el primer paso dentro del diseño empírico es la construcción de las funciones de densidad suavizadas para cada una de las

3. Se ha realizado un análisis de sensibilidad utilizando 100 y 200 puntos equidistantes. Los resultados no varían significativamente.

series de cambios escalados de beneficios, utilizando los dos valores propuestos de h (en adelante h_1, h_2 para el menor y el mayor valor, respectivamente). El número de observaciones requeridas para cada función de densidad estimada es, en media, 36000. A estas distribuciones suavizadas las denotaremos como $f_{E^*h} = f_{E^*1}, f_{E^*2}$ para las estimaciones utilizando h_1 y h_2 respectivamente, siendo "*" el sustituto genérico de cada una de las variables objeto de estudio (BAI o REJ).

El segundo de los pasos se vincula con la obtención de series de beneficios en ausencia de manipulación a partir de las mencionadas distribuciones de probabilidad empíricas asociadas a la hipótesis nula. Los métodos de remuestreo han sido ampliamente utilizados con este objetivo. Más concretamente, los procedimientos bootstrap se aplican a una amplia gama de problemas de contraste y se enfatiza su recomendación cuando se usan muestras pequeñas. El procedimiento bootstrap aplicado consiste en extraer submuestras con reemplazamiento de las distribuciones suavizadas con el mismo número de datos de nuestra distribución original (383). Se trata de tener remuestreos con el mismo número de observaciones que el conjunto original pero obtenidas bajo la hipótesis nula. El grado de precisión del análisis depende del número de réplicas bootstrap que establezcamos. Los patrones habituales indican que resultan apropiadas al menos 1000 réplicas bootstrap. Siguiendo estas indicaciones, se realizan 383 remuestreos con reemplazamiento para cada una de las 1000 réplicas bootstrap de entre los aproximadamente 36000 datos con los que se generan las distribuciones suavizadas $f_{E^*h} = f_{E^*1}, f_{E^*2}$.

En cada una de estas 1000 submuestras se ordenan sus componentes de menor a mayor. En función de la variable que las origina (*=BAI o REJ) y del grado de suavizado, se obtienen:

$$f_{E^*h}^{booti} = \left(b_{E^*h1}^{i}, b_{E^*h2}^{i}, ..., b_{E^*h383}^{i}\right) \quad \text{con } i = 1,...,1000 \quad h = h_1, h_2 \quad \text{y } b_{E^*h1}^{i} \le b_{E^*h2}^{i} \le ... \le b_{E^*h383}^{i} \tag{12}$$

Estas réplicas se interpretan como series de variaciones relativas de beneficios bajo la hipótesis nula de ausencia de manipulación, que es la que origina las distribuciones de partida. De esta manera, disponemos para cada uno de los 383 datos de nuestra serie original, asimismo ordenadas de menor a mayor, de las correspondientes 1000 observaciones bootstrap sin manipular. Definimos para cada variable (*= BAI, REJ):

$$\hat{b}_{E^*hj} = \frac{\sum_{i=1}^{1000} b^i_{E^*hj}}{1000} \quad \text{con } j = 1,...383 \quad h = h_1, h_2 \tag{13}$$

Si asumimos cada una de estas medias como una estimación bootstrap de la variación esperada del beneficio en ausencia de manipulación, las correspondientes estimaciones de las cuantías manipuladas se obtendrán como diferencia entre las observaciones originales de nuestra base (supuestamente manipuladas) y las mencionadas estimaciones que se asumen sin manipulación. Así, las series

$$\hat{B}_{E^*h} = \left\{E^*_j - \hat{b}_{E^*hj}\right\} \quad \text{con } j = 1,...383 \quad h = h_1, h_2 \tag{14}$$

siendo $E^*_1 \leq E^*_2 \leq ... \leq E^*_{383}$ conformarán nuestra base de datos de variaciones escaladas de beneficios debidas a manipulación y, más concretamente, debidas a prácticas de alisamiento.

Las series de variaciones escaladas debidas a las prácticas de alisamiento se someten a diferentes contrastes para evaluar su significatividad. Se trata de que los componentes de la serie sean, al menos en media, significativamente distintos de cero ya que, si no, los niveles teóricos y los informados realmente serían coincidentes y, por tanto, el nivel de alisamiento no es representativo. Por otro lado, se trata de contrastar que su distribución responda a algo más que la mera aleatoriedad, que existan concentraciones de probabilidad atípicas que reflejen ciertos patrones del comportamiento alisador. Para ello, en cada una de las series se aplican los contrastes de Jarque- Bera, Cramer-von Mises, Watson y Anderson-Darling para contrastar la hipótesis nula de normalidad con media cero y, posteriormente, de normalidad con media muestral. En todos los casos se rechazan dichas hipótesis nulas al habitual nivel de significación del 1%. Tanto la leptocurtosis de estas distribuciones como su asimetría son claras justificaciones del rechazo de la hipótesis nula de contraste.

El segundo paso en este planteamiento es estudiar que variables contables son las que causan esa cuantía manipulada. Para ello sugerimos la aplicación de procedimientos de regresión. Así, formalmente, y siguiendo los objetivos expuestos al comienzo del trabajo, los contrastes de regresión que se proponen son los siguientes:

a) Para contrastar si las variaciones escaladas de:
la cuenta de *saneamiento de inmovilizaciones financieras (neto)*
la cuenta de *amortizacion y provisiones para insolvencias (neto)*
la cuenta de *beneficios extraodinarios*
la cuenta de *quebrantos extraodinarios*
la *obra social*

explican las variaciones escaladas del resultado del ejercicio debidas a manipulación:

$$\hat{B}_{EREJhit} = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{B}_{EREJhit-1} + \beta_1 SANE_{it} + \beta_2 PINE_{it} + \beta_3 BEXE_{it} + \beta_4 PEXE_{it} + \beta_5 OSE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

con h=h_1, h_2

La información relevante para nuestros fines es el nivel de significación al que se rechaza la hipótesis nula β_j=0 con j=1,2...5 en el planteamiento anterior.

Se ha incluido en la regresión el primer retardo de la variable dependiente para corregir, en aquellos casos que sea necesario, la influencia del comportamiento discrecional del periodo anterior.

b) Dado que este apartado recoge la influencia de determinadas magnitudes en las cuantías totales estimadas de alisamiento de beneficios, pretendemos ahora considerar los resultados sobre variables causantes del alisamiento con anterioridad al cálculo del beneficio antes de impuestos. Así, para contrastar si las variaciones escaladas de:
- la cuenta de *saneamiento de inmovilizaciones financieras (neto)*
- la cuenta de *amortizacion y provisiones para insolvencias (neto)*
- la cuenta de *beneficios extraodinarios*
- la cuenta de *quebrantos extraodinarios*

explican las variaciones escaladas del beneficio antes de impuestos debidas a manipulación, proponemos:

$$\hat{B}_{EBAIhit} = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{B}_{EBAIhit-1} + \beta_1 SANE_{it} + \beta_2 PINE_{it} + \beta_3 BEXE_{it} + \beta_4 PEXE_{it} + \mu_{it} \quad (16)$$

con h=h_1, h_2

La información relevante para nuestros fines es el nivel de significación al que se rechaza la hipótesis nula β_j=0 con j=1,2...4 en el planteamiento anterior.

La inclusión de la variable dependiente retardada obedece al deseo de estimación robusta de los parámetros de la regresión. Si existe autocorrelación y no se corrije en el plantemiento de la regresión, la

estimación no será la adecuada. La justificación teórica de la autocorrelación que puede ser detectada en los importes alisados tendrá que ver con la persistencia en el tiempo de la situación de algunas de las cajas, no coincidente con la imagen que se pretende transmitir. Dada la posibilidad de acudir a las prácticas de alisamiento de beneficios sin incumplir la normativa contable, es factible que se corrijan las diferencias no deseadas de manera prolongada en el tiempo, acudiendo a estas prácticas bien de manera progresiva, o bien, en general, teniendo en cuenta las actuaciones llevadas a cabo en el ejercicio precedente.

Las estimaciones de los parámetros se realizan teniendo en cuenta el procedimiento de Newey and West para estimar las covarianzas de los errores de estimación. Este procedimiento proporciona estimaciones consistentes en presencia de heterocedasticidad y autocorrelación de formas desconocidas.

En el tercer y último paso, para corroborar los resultados obtenidos aplicaremos el procedimiento basado en regresión propuesto por Engle y Kozicki (1993) para detectar efectos comunes. Siguiendo a estos autores, dos series Y_1 e Y_2 tienen un factor común si en cada una de ellas se ha detectado la importancia de tal factor y existe un δ tal que la serie definida como $u_t = y_{1t} - \delta y_{2t}$ no presenta dicha dependencia.

En nuestro caso concreto, si las estimaciones de las cuantías alisadas se han elaborado con los parámetros h_1 y h_2 y ambas series de estimaciones reflejan la dependencia de una misma variable explicativa, buscaremos mediante la estimación por mínimos cuadrados en dos etapas el coeficiente δ estimado y calcularemos las series

$$u_{*t} = \hat{B}_{E*h_1} - \delta \hat{B}_{E*h_2} \qquad (17)$$

construidas como combinación lineal según lo expuesto para, posteriormente, contrastar la significatividad de la variable causante.

4.- RESULTADOS

4.1.- Resultados sobre cuantificación del alisamiento

Una vez que han sido determinadas las series de variaciones de beneficio antes y después de impuestos debidas a prácticas de alisamiento,

los gráficos 3 y 4 ofrecen un resultado visual de dichas variables frente a su correspondiente variable original (EBAI o EREJ) identificada en el eje de ordenadas. La no existencia de cuantías manipuladas supone la superposición con el eje de ordenadas. Como puede observarse, aunque los valores extremos ofrecen una mayor variabilidad, resulta fácil identificar los intervalos con mayor tendencia a la manipulación.

Gráfico 3.
Estimaciones de las variaciones del beneficio antes de impuestos debidas a prácticas de alisamiento vs. variaciones relativas del beneficio antes de impuestos

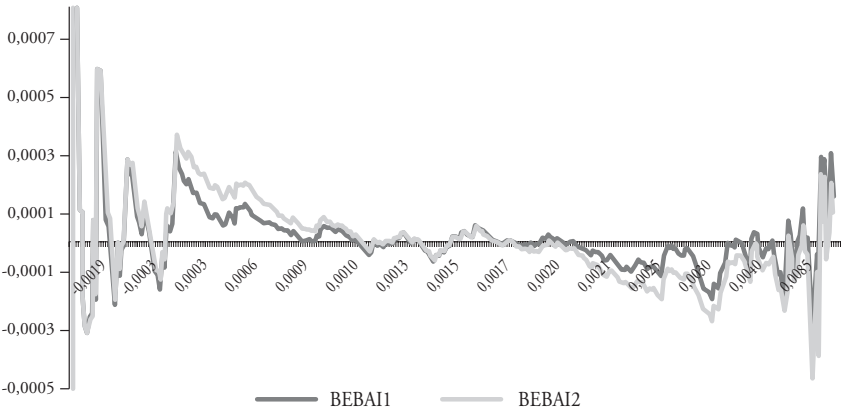
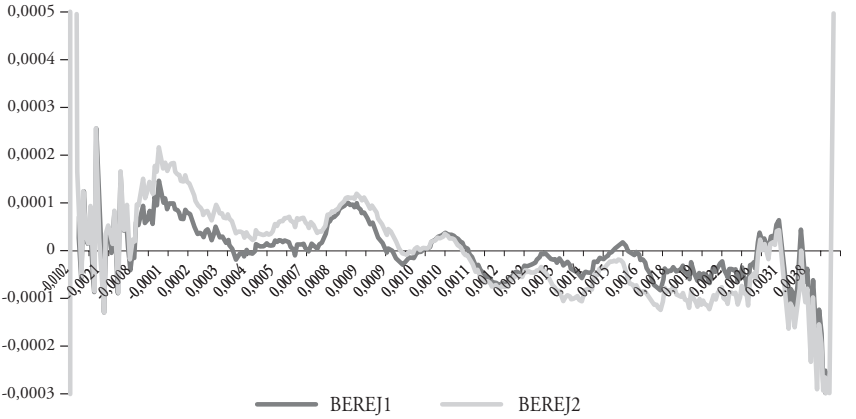


Gráfico 4.
Estimaciones de las variaciones del beneficio antes de impuestos debidas a prácticas de alisamiento vs. variaciones relativas del beneficio después de impuestos



En el caso del beneficio antes de impuestos la tendencia que se manifiesta es un alisamiento al alza, para los distintos grados de sua-

vidad, desde pequeñas pérdidas hasta valores próximos al 0,1%. Las prácticas discrecionales han servido para ofrecer unos valores de crecimiento del BAI superiores a los que hubiesen aparecido en ausencia de manipulación. Puede observarse también la disminución de las cuantías alisadas según nos acercamos a lo que podrían denominar un "objetivo consensuado del ratio de crecimiento" y que se muestra coherente con el objetivo perseguido por las Cajas de Ahorros de ofrecer un crecimiento apreciable y sostenido.

Se puede identificar asimismo una zona en la que no parecen existir evidencias de alisamiento y que se corresponderían con aquellas entidades y periodos en los que el crecimiento en los resultados antes de impuestos se entiende satisfactorio y por lo tanto se carece de incentivos para manipular. Esta zona aproximadamente abarca el intervalo de crecimientos escalados positivos entre el 0,1% y el 0,2%. A partir de éste valor se aprecian movimientos discrecionales encaminados a corregir a la baja el crecimiento obtenido. Estas correcciones negativas son de menor intensidad que las correcciones al alza pero son asimismo destacables.

Por lo que se refiere a las variaciones del beneficio después de impuestos, las estimaciones de las cuantías alisadas para ambos grados de suavidad muestran una trayectoria algo más irregular. En términos generales, en el gráfico 4 se aprecia una primera zona identificativa de las manipulaciones al alza, desde pequeñas variaciones negativas del resultado del ejercicio hasta valores próximos a crecimientos del 0,1%, como en el caso del beneficio antes de impuestos. Sin embargo, existe un tramo intermedio entre el 0.04% y el 0.07% donde apenas se encuentra evidencia de manipulación. La segunda zona recoge las correcciones a la baja en las variaciones de resultados del ejercicio. Nuevamente, en términos de cuantía, estas correcciones son inferiores a las que modificaban el crecimiento al alza.

Una de las primeras conclusiones que se puede extraer de este trabajo es el moderado uso de la discrecionalidad contable por parte de las Cajas de Ahorros. Si calculamos algunos estadísticos básicos de las series $\hat{B}_{\text{EBAI}}$ y $\hat{B}_{\text{EREJ.}}$, los correspondientes intervalos que contienen la media más / menos dos desviaciones típicas, medidas en unidades monetarias y referidas al activo medio, se concretan en (-2.847.882;2.915.057) euros, en función de que el alisamiento se realice al alza o a la baja en el beneficio antes de impuestos y en (-3.375.867;3.350361) euros para el caso de la estimación total de cuantías alisadas detectables en el resultado del ejercicio. Sin embar-

go, conviene recordar que existe una gran diferencia entre las cifras de activo, de hecho la desviación típica de las cifras de activo es 1,65 veces la media de las mismas. Por ello, dado que trabajamos con variaciones relativas, la lectura en términos globales de estos datos podría ser la siguiente:

- Si comparamos la información contable de dos años consecutivos y observamos un crecimiento en el beneficio antes de impuestos de 100 unidades monetarias, hasta 36,02 unidades monetarias de las 100 observadas provienen de la discrecionalidad contable si se ha producido manipulación dirigida a incrementar la cifra de beneficio.
- Si comparamos la información contable de dos años consecutivos y observamos un crecimiento en el beneficio antes de impuestos de 100 unidades monetarias, si en dicho año se ha practicado un alisamiento del beneficio antes de impuestos a la baja, la magnitud de la bajada llega hasta 35,19 unidades monetarias, es decir, en ausencia de discrecionalidad contable, el crecimiento del beneficio antes de impuestos podría cifrarse hasta en 135,19 unidades monetarias.
- Si comparamos la información contable de dos años consecutivos y observamos un crecimiento en el resultado del ejercicio de 100 unidades monetarias, hasta 51,08 unidades monetarias de las 100 observadas provienen de la discrecionalidad contable si se ha producido manipulación dirigida a incrementar la cifra de beneficio.
- Si comparamos la información contable de dos años consecutivos y observamos un crecimiento en el resultado del ejercicio de 100 unidades monetarias, si en dicho año se ha practicado un alisamiento del resultado a la baja, la magnitud de la bajada llega hasta 51,47 unidades monetarias, es decir, en ausencia de discrecionalidad contable, el crecimiento del resultado del ejercicio podría cifrarse hasta en 151,47 unidades monetarias.

Generalizando algo más, podríamos establecer que hasta aproximadamente el 51% de la variación interanual de los resultados de las Cajas de Ahorros podría asociarse a prácticas de alisamiento de beneficios. Nótese que si bien podrían parecer cifras elevadas, estamos marcando los límites de un intervalo en el que se encuentran una gran variedad de comportamientos. Existen muy pocos trabajos que cuantifiquen el alisamiento y ofrezcan información para comparar nuestros resultados. Cabría mencionar el trabajo de Teoh, et al. (1998) que detectan ajustes inesperados o manipulaciones entre el 4-5% del activo en las empresas que van a hacer una oferta pública

de acciones. Por otro lado Erickson y Wang (1998) encuentran ajustes inesperados de alrededor del 2% del activo en el trimestre en que algunas empresas tienen planeado realizar adquisiciones de acciones. Comparando con estos resultados y siendo conscientes de que los porcentajes mencionados se calculan sobre el activo, entendemos que debemos reiterarnos en el bajo nivel de la utilización de las prácticas de alisamiento por parte de las Cajas de Ahorros españolas, puesto que en los mismos términos, nuestros resultados suponen, en media, un 0,04%.

Otra de las informaciones fáciles de extraer cuando se conforman las series de variaciones debidas a manipulación es si existen años en los que la discrecionalidad se ha aplicado al alza con mayor frecuencia que las correcciones negativas o viceversa. Los gráficos 5 y 6 recogen las estimaciones de alisamientos negativos y positivos que hemos considerado apreciables a efectos de diagnóstico visual en el beneficio antes de impuetos. Están incluidas las estimaciones con valor absoluto superior a 0.00001. Recordemos que trabajamos con datos de variaciones relativas, por lo que las cuantías totales dependerán de las cifras de activo total de cada Caja de Ahorros, que es la medida utilizada para estandarizar. Los resultados fruto de esta observación indican que los años 1996 y 1997 son claramente años en los que la manipulación tuvo como finalidad disminuir el crecimiento del beneficio antes y después de impuestos. En cambio, los años 1994, 1999, 2000 y 2001 muestran preferentemente un matiz corrector al alza de las cifras de crecimiento, especialmente estos dos últimos.

Gráfico 5.
Estimaciones, ordenadas por años, de las variaciones del beneficio antes de impuestos debidas a prácticas de alisamiento para disminuir el crecimiento

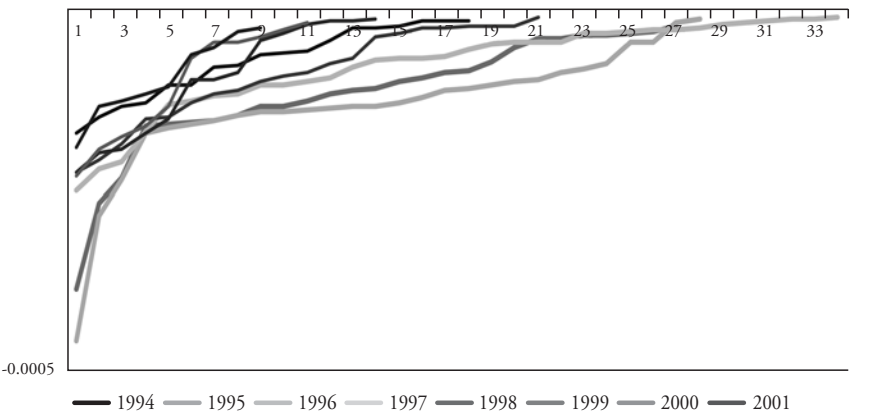
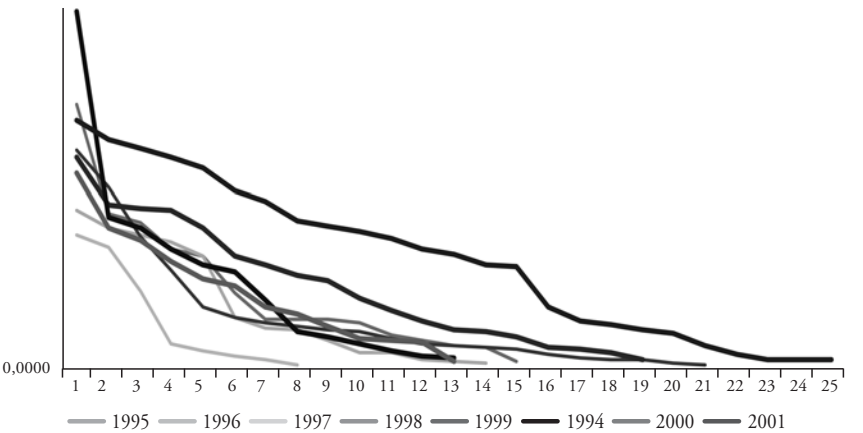


Gráfico 6.
Estimaciones, ordenadas por años, de las variaciones del beneficio antes de impuestos debidas a prácticas de alisamiento para incrementar el crecimiento



Los años 1995 y 1998 muestran un comportamiento más heterogéneo. En ellos el comportamiento alisador se percibe en ambas direcciones.

Para corroborar estadísticamente estas percepciones aplicamos un sencillo contraste de la hipótesis nula de que la media de las series de variaciones debidas a manipulación es igual a 0 en cada uno de los años analizados. La tabla 2.1. ofrece las medias anuales correspondientes y el nivel de significación al que se rechaza la hipótesis nula mediante la aplicación de un estadístico-t. Los resultados avalan la intuición gráfica, poniendo de manifiesto la significatividad de la manipulación a la baja en los años 1996 y 1997, así como la importancia de la manipulación al alza en los años 2000 y 2001.

Tabla 2.1:
Contraste de la hipótesis nula H0=Media de las variaciones anuales debidas a Manipulación=0 (medias anuales x 1000). Kernel Epanechnikov. Variable de homogeneización: Activo total inicial.

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
B_{EBAI1}	-0,0355	-0,0092	-0,0198*	-0,0265***	0,0082	-0,0100	0,0711*	0,00619*
B_{EBAI2}	-0,0440	-0,0305	-0,0387**	-0,0502***	0,0063	-0,0011	0,0848*	0,00904***
B_{EREJ1}	0,0517	-0,0020	-0,0391**	-0,0168*	-0,0187*	-0,0500	0,0415	0,00680*
B_{EREJ2}	0,0709*	0,0078	-0,0413***	-0,0359***	-0,0174*	-0,0325	0,0497*	0,00760*

Haciendo un repaso histórico, estos resultados son coherentes con la realidad económica de esos años. La incertidumbre de los años 1994 y 1995 dio paso a la bondad económica de los años 1996 y 1997. Posteriormente, la crisis financiera que se desencadenó en los países del sudeste asiático a mediados de 1998 indujo a pensar en momentos de recesión generalizada. Los mercados bursátiles evolucionaron de forma bajista desde octubre de 2000 anticipando la crisis económica de 2001. La menor confianza en la capacidad de las familias y las empresas para afrontar pagos futuros como consecuencia del agotamiento de la fase expansiva del ciclo y del mayor grado de incertidumbre influyeron tanto en la demanda como en la oferta del crédito.

Las condiciones económicas de estos últimos años apoyan el comportamiento manipulador al alza detectado en las entidades objeto de estudio.

Otro resultado adicional que proporciona el análisis de las series de variaciones relativas de beneficios debidas al alisamiento es la clasificación de las Cajas de Ahorros por su diferente grado de manipulación de beneficio. Así, si establecemos el criterio para las Cajas de Ahorros españolas de que, como mínimo durante cinco periodos de variación de los ocho examinados, presenten valores de alisamiento en el beneficio antes y después de impuestos en el mismo sentido y que el porcentaje medio de los valores absolutos de los ratios B_{EREJ} sobre la variación del resultado del ejercicio informada ha de ser superior al 12,5% (recordemos que hasta aproximadamente el 50% del resultado del ejercicio que se informa puede deberse a la manipulación), detectamos que el 28% de las Cajas han recurrido a la discrecionalidad de manera significativa.

4.2.- Resultados sobre variables susceptibles de manipulación

En este punto, nuestro objetivo es establecer cuales son las partidas contables que más posibilidades tienen de uso discrecional y, en consecuencia, cuáles han sido elegidas por las Cajas para llevar a cabo las prácticas de alisamiento.

Además de los resultados obtenidos considerando el horizonte temporal total, hemos dividido el mismo en dos subperiodos: hasta 1998 y posterior a 1999. Dado que hemos encontrado años con diferentes tendencias en la manipulación de beneficios, resulta interesan-

te preguntarnos si en los años en los que predomina el alisamiento a la baja encontramos las mismas evidencias que en los años en los que el alisamiento se realiza con la intención contraria, en lo que se refiere a instrumentos de manipulación.

En el primero de los subperiodos incluimos los dos años claros de manipulación a la baja junto con dos años, 1995 y 1998 en los que el comportamiento alisador es más ambígüo. El segundo subperiodo incluye los tres años de mayor tendencia manipuladora al alza y, adicionalmente, nos permitirá detectar, si la hubiere, la influencia de la Circular 9/99 del Banco de España en materia de provisiones por insolvencias.

Las tablas 3.1, 4.1 y 5.1 muestran los resultados obtenidos mediante la aplicación de las técnicas de regresión. La tabla 3.1 muestra que, considerando las variaciones totales debidas a manipulación para el horizonte temporal completo, y para los parámetros h_1 y h_2, resultan significativas, a los niveles de significación habituales, las variaciones de las partidas de saneamientos y la obra social. Esto es, las variaciones calculadas en esas magnitudes son las que, según la metodología aplicada, explican los volúmenes de alisamiento. Conviene, en este punto, recordar que la obra social no es una variable susceptible de manipulación artificial, pero si que en ella se detectan comportamientos anómalos (alisamiento real) equiparables en sus consecuencias a las que supondría la manipulación artificial.

Los resultados de la tabla 4.1 muestran cómo para las variaciones totales debidas al alisamiento, son los quebrantos extraordinarios, las provisiones para insolvencias y la obra social las partidas instrumentales de la manipulación en el primer subperiodo. La lógica de estos resultados es clara. Cuando el interés de la entidad es disminuir la cifra o el crecimiento de los beneficios, son las partidas negativas las que deben incrementarse discrecionalmente. Coincidiendo con lo expuesto en Saurina (1999)[4], la cuenta de provisiones para insolvencias ha resultado clara candidata a la manipulación. Su relevancia se confirma tanto para las cuantías estimadas de B_{REJ} como de B_{BAI}.

Asimismo, los estadísticos incluidos en la tabla 5.1 indican la influencia significativa del saneamiento de las inmovilizaciones financieras en el segundo subperiodo de análisis. La importancia de esta variable de uso discrecional se mantiene cuando se analiza la causalidad de las cuantías manipuladas previamente al cálculo del beneficio

4. De hecho, nuestro primer subperiodo forma parte de la base de datos de este autor.

Tabla 3.1:

Contraste de regresiones Kernel Epanechnikov.

Variable de homogeneización: Activo total inicial. Horizonte temporal total.

	B_{EBAI1}		B_{EBAI2}		B_{EREJ1}		B_{EREJ2}	
Variable	**Coeficiente**	**P-valor**	**Coeficiente**	**P-valor**	**Coeficiente**	**P-valor**	**Coeficiente**	**P-valor**
C	5.12E-07	0.9680	4.81E-06	0.6777	2.01E-05	0.1714	1.55E-05	0.2899
BEXE	0.004175	0.3471	0.006043	0.1337	0.004890	0.2808	0.007059	0.1199
PEXE	0.001724	0.7336	0.003514	0.4447	-0.000148	0.9774	0.001397	0.7890
PINE	-0.001219	0.8201	0.003044	0.5315	-0.000834	0.8814	0.002179	0.6970
RETARDO	0.100000	0.0495	0.065724	0.2314	0.066461	0.1736	0.073993	0.1326
SANE	0.045133	0.0000	0.043425	0.0000	0.061224	0.0000	0.064644	0.0000
OS					-0.034043	0.0001	-0.027376	0.0018

Tabla 3.2:

Contraste de regresiones Kernel Epanechnikov.

Variable de homogeneización: Activo total medio. Horizonte temporal total.

	B_{EBAI1}		B_{EBAI2}		B_{EREJ1}		B_{EREJ2}	
Variable	**Coeficiente**	**P-valor**	**Coeficiente**	**P-valor**	**Coeficiente**	**P-valor**	**Coeficiente**	**P-valor**
C	9.69E-06	0.3729	1.47E-05	0.2092	1.46E-05	0.0029	2.69E-05	0.0008
BEXE	-0.001781	0.7594	-0.004203	0.4802	0.002504	0.3654	0.001688	0.6390
PEXE	-0.007844	0.3052	-0.010506	0.1869	0.004059	0.1890	0.004620	0.2901
PINE	-0.007955	0.1015	-0.010900	0.0321	-0.000446	0.8611	-0.000426	0.9108
RETARDO	0.104398	0.0943	0.129886	0.0308	0.025632	0.2047	0.022808	0.2316
SANE	0.047464	0.0547	0.044834	0.0582	0.005905	0.0411	0.009590	0.0359
OS					-0.011564	0.0027	-0.018412	0.0012

Tabla 3.3:

Contraste de regresiones Kernel Normal.

Variable de homogeneización: Activo total medio. Horizonte temporal total.

	B_{EBAI1}		B_{EBAI2}		B_{EREJ1}		B_{EREJ2}	
Variable	**Coeficiente**	**P-valor**	**Coeficiente**	**P-valor**	**Coeficiente**	**P-valor**	**Coeficiente**	**P-valor**
C	7.83E-06	0.4569	4.50E-06	0.6988	1.59E-05	0.0022	2.42E-05	0.0012
BEXE	-0.001319	0.8163	-0.003016	0.6202	0.002257	0.4123	0.000170	0.9534
PEXE	-0.007007	0.3644	-0.008258	0.3098	0.004121	0.1751	0.003170	0.3625
PINE	-0.007185	0.1382	-0.010319	0.0481	-0.001516	0.5653	-0.001933	0.5148
RETARDO	0.102658	0.0967	0.130805	0.0346	0.001306	0.9541	0.024345	0.3381
SANE	0.046921	0.0497	0.050871	0.0412	0.006183	0.0541	0.009088	0.0265
OS					-0.014569	0.0004	-0.021981	0.0000

$$\hat{B}_{EBAIhit} = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{B}_{EBAIhit-1} + \beta_1 SANE_{it} + \beta_2 PINE_{it} + \beta_3 BEXE_{it} + \beta_4 PEXE_{it} + \mu_{it}$$

$$\hat{B}_{EREJhit} = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{B}_{EREJhit-1} + \beta_1 SANE_{it} + \beta_2 PINE_{it} + \beta_3 BEXE_{it} + \beta_4 PEXE_{it} + \beta_5 OSE_{it} + \varepsilon_{it}$$

Tabla 4.1:

Contraste de regresiones Kernel Epanechnikov.

Variable de homogeneización: Activo total inicial. Horizonte temporal 1994-1998.

	B_{EBAI1}		B_{EBAI2}		B_{EREJ1}		B_{EREJ2}	
Variable	**Coeficiente**	**P-valor**	**Coeficiente**	**P-valor**	**Coeficiente**	**P-valor**	**Coeficiente**	**P-valor**
C	2.39E-05	0.0130	-8.42E-06	0.2377	1.19E-05	0.0663	1.20E-05	0.1404
BEXE	-0.002704	0.6889	-0.000254	0.9598	-0.000404	0.9123	-0.001901	0.6827
PEXE	-0.003811	0.3757	-0.001071	0.7388	-0.007119	0.0037	-0.009864	0.0014
PINE	-0.007090	0.0868	-0.005227	0.0927	-0.005189	0.0220	-0.008186	0.0043
RETARDO	0.070590	0.1430	0.025544	0.6661	0.109972	0.0001	0.103361	0.0022
SANE	0.010282	0.3440	0.009745	0.2300	-0.010015	0.1238	-0.012275	0.1150
OS					-0.025156	0.0000	-0.032943	0.0000

Tabla 4.2:

Contraste de regresiones Kernel Epanechnikov.

Variable de homogeneización: Activo total medio. Horizonte temporal 1994-1998.

	B_{EBAI1}		B_{EBAI2}		B_{EREJ1}		B_{EREJ2}	
Variable	**Coeficiente**	**P-valor**	**Coeficiente**	**P-valor**	**Coeficiente**	**P-valor**	**Coeficiente**	**P-valor**
C	3.15E-05	0.0334	4.17E-05	0.0088	4.56E-05	0.0040	6.82E-05	0.0000
BEXE	-0.003538	0.6308	-0.004398	0.5739	0.003664	0.5896	0.005205	0.5521
PEXE	-0.013701	0.1251	-0.01326	0.1280	-0.002769	0.8034	-0.000774	0.9554
PINE	-0.013893	0.0113	-0.016472	0.0050	-0.007915	0.0308	-0.009632	0.0099
RETARDO	0.081757	0.0311	0.097701	0.0400	0.052048	0.1341	0.027754	0.4329
SANE	0.034668	0.0066	0.033815	0.0147	0.001089	0.8917	0.002618	0.7774
OS					-0.022015	0.0528	-0.034669	0.0010

Tabla 4.3:

Contraste de regresiones Kernel Normal.

Variable de homogeneización: Activo total medio. Horizonte temporal 1994-1998.

	B_{EBAI1}		B_{EBAI2}		B_{EREJ1}		B_{EREJ2}	
Variable	**Coeficiente**	**P-valor**	**Coeficiente**	**P-valor**	**Coeficiente**	**P-valor**	**Coeficiente**	**P-valor**
C	2.85E-05	0.0485	2.94E-05	0.0705	5.02E-05	0.0003	4.17E-05	0.0003
BEXE	-0.002644	0.7156	-0.002465	0.7502	0.001945	0.7948	0.003658	0.1143
PEXE	-0.012417	0.1754	-0.012668	0.1773	-0.004334	0.7371	0.004736	0.1196
PINE	-0.013051	0.0197	-0.015843	0.0076	-0.006562	0.0145	-0.009261	0.0011
RETARDO	0.081988	0.0419	0.101083	0.0266	-0.031164	0.3938	-0.047307	0.1515
SANE	0.034856	0.0076	0.042154	0.0030	0.008973	0.3698	0.020087	0.0109
OS					-0.02817	0.0180	-0.020760	0.0052

$$\hat{B}_{EBAIhit} = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{B}_{EBAIhit-1} + \beta_1 SANE_{it} + \beta_2 PINE_{it} + \beta_3 BEXE_{it} + \beta_4 PEXE_{it} + \mu_{it}$$

$$\hat{B}_{EREJhit} = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{B}_{EREJhit-1} + \beta_1 SANE_{it} + \beta_2 PINE_{it} + \beta_3 BEXE_{it} + \beta_4 PEXE_{it} + \beta_5 OSE_{it} + \varepsilon_{it}$$

Tabla 5.1:
Contraste de regresiones Kernel Epanechnikov.
Variable de homogeneización: Activo total inicial. Horizonte temporal 1999-2001.

	B_{EBAI1}		B_{EBAI2}		B_{EREJ1}		B_{EREJ2}	
Variable	**Coeficiente**	**P-valor**	**Coeficiente**	**P-valor**	**Coeficiente**	**P-valor**	**Coeficiente**	**P-valor**
C	4.20E-05	0.1554	2.94E-05	0.2874	1.73E-05	0.6008	2.86E-05	0.3809
BEXE	0.004745	0.5060	0.006499	0.3319	0.008750	0.2589	0.006855	0.3685
PEXE	-0.000428	0.9644	0.001240	0.8907	8.81E-05	0.9933	-0.000609	0.9529
PINE	0.013831	0.2993	0.014352	0.2520	0.008782	0.5437	0.007293	0.6087
RETARDO	0.110527	0.2182	0.077493	0.3855	0.122345	0.1657	0.110466	0.2093
SANE	0.059126	0.0009	0.056961	0.0007	0.097376	0.0000	0.092405	0.0000
OS					-0.032351	0.1017	-0.035636	0.0678

Tabla 5.2:
Contraste de regresiones Kernel Epanechnikov.
Variable de homogeneización: Activo total medio. Horizonte temporal 1999-2001.

	B_{EBAI1}		B_{EBAI2}		B_{EREJ1}		B_{EREJ2}	
Variable	**Coeficiente**	**P-valor**	**Coeficiente**	**P-valor**	**Coeficiente**	**P-valor**	**Coeficiente**	**P-valor**
C	3.52E-05	0.0871	5.24E-05	0.5658	-5.18E-05	0.0961	6.73E-05	0.0691
BEXE	0.001510	0.8686	-0.002234	0.8037	-0.009458	0.1260	-0.007318	0.1647
PEXE	0.009627	0.5127	-0.014775	0.3358	-0.015974	0.2004	-0.016917	0.1929
PINE	-0.000748	0.9596	-0.005883	0.6987	-0.012370	0.1011	-0.015501	0.2073
RETARDO	0.096315	0.3686	0.064865	0.5658	-0.011285	0.4875	-0.021728	0.2329
SANE	0.058449	0.0468	0.056953	0.0609	0.069570	0.0806	0.071456	0.0737
OS					-0.040295	0.1025	-0.056613	0.0578

Tabla 5.3:
Contraste de regresiones Kernel Normal.
Variable de homogeneización: Activo total medio. Horizonte temporal 1999-2001.

	B_{EBAI1}		B_{EBAI2}		B_{EREJ1}		B_{EREJ2}	
Variable	**Coeficiente**	**P-valor**	**Coeficiente**	**P-valor**	**Coeficiente**	**P-valor**	**Coeficiente**	**P-valor**
C	2.43E-05	0.2884	3.98E-05	0.1299	5.18E-05	0.0379	6.92E-05	0.0036
BEXE	0.002265	0.7958	0.000275	0.9759	-0.010524	0.1154	-0.012225	0.1493
PEXE	-0.009422	0.5327	-0.011422	0.4631	-0.017096	0.2047	-0.017162	0.1752
PINE	-0.002252	0.8748	-0.001966	0.8926	-0.014332	0.0747	-0.015322	0.0597
RETARDO	0.091987	0.4383	0.073182	0.5539	-0.011028	0.5442	-0.022469	0.2731
SANE	0.062589	0.0490	0.064855	0.0477	0.068794	0.0657	0.061778	0.0798
OS					-0.046984	0.1109	-0.057945	0.0411

$$\hat{B}_{EBAIhit} = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{B}_{EBAIhit-1} + \beta_1 SANE_{it} + \beta_2 PINE_{it} + \beta_3 BEXE_{it} + \beta_4 PEXE_{it} + \mu_{it}$$

$$\hat{B}_{EREJhit} = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{B}_{EREJhit-1} + \beta_1 SANE_{it} + \beta_2 PINE_{it} + \beta_3 BEXE_{it} + \beta_4 PEXE_{it} + \beta_5 OSE_{it} + \varepsilon_{it}$$

antes de impuestos. Si realizamos una secuencia temporal de regresiones con esta variable explicativa encontramos que la misma es relevante en los términos que nos interesan a partir del año 96. Es por ello que su importancia queda diluida en el primer subperiodo, pero muestra una significatividad contundente cuando se toma el conjunto de todos los años y exclusivamente los años de manipulación al alza.

Al igual que en el primer subperiodo, las variaciones de la obra social se identifican como explicativas de las variaciones "anormales" del resultado del ejercicio.

De acuerdo con lo expuesto en apartados anteriores, el alisamiento real de las cajas de ahorros a través de la obra social tiene mucho que ver con la imagen que pretenden transmitir las entidades. El alisamiento artificial depende básicamente del saneamiento de las inmovilizaciones financieras y la provisión para insolvencias.

Las tablas 6, 7 y 8 resumen los resultados del test de efectos comunes de Engle y Kozicki (1993). Como puede observarse, se robustecen los resultados obtenidos con anterioridad. Los casos que se analizan son aquellos en los que habíamos detectado significación estadística relevante para las estimaciones de las cuantías de variación debidas a prácticas de alisamiento (calculadas con h_1 y h_2). En todos los casos se detectan, como cabía esperar, parámetros significativos en regresiones simples de mínimos cuadrados ordinarios tomando como única variable explicativa, además de la constante, las variaciones del concepto contable susceptible de manipulación. Asimismo, para minimizar los costes de búsqueda del parámetro que se propone para calcular la combinación lineal de las estimaciones debidas al alisamiento, hemos utilizado una regresión de mínimos cuadrados en dos etapas utilizando como variable instrumental aquella que pretendemos detectar como no significativa en la combinación lineal. Siguiendo este procedimiento encontramos los parámetros δ, siempre significativos, que nos permiten formar las combinaciones lineales. El resultado común para los casos analizados es que en todas las combinaciones lineales establecidas, las variaciones relativas de la variable contable susceptible de manipulación no son significativas, robusteciendo así los resultados anteriores.

Lo cierto es que existen pocos trabajos que ofrezcan evidencias rotundas que sean comparables con nuestros resultados. Como ejemplos más significativo, además del ya citado de Saurina, podemos mencionar los estudios de Teoh, et al. (1998), quienes estiman que

Tabla 6:
Contraste de Efectos Comunes. Horizonte temporal total.

Variable independiente Efecto común	δ	Variable dependiente UREJ
SANE	1.019	3.6E-06(0.9984)
OSE	0.7850	-9.4E-07(0.9996)

Variable independiente Efecto común	δ	Variable dependiente UBAI
SANE	0.9263	1.7E-06(0.9993)

(p-valores entre paréntesis)

Tabla 7:
Contraste de Efectos Comunes. Primer subperiodo.

Variable independiente Efecto común	δ	Variable dependiente UREJ
PINE	0.551	-3.3E-07 (0.9997)
PEXE	0.6863	3.5E-08 (1.0000)
OSE	0.7763	-5.2E-07 (0.9997)

Variable independiente Efecto común	δ	Variable dependiente UBAI
PINE	0.5920	-3.8E-05 (0.9664)

Tabla 8:
Contraste de Efectos Comunes. Segundo subperiodo.

Variable independiente Efecto común	δ	Variable dependiente UREJ
SANE	1.0324	4.0E-06 (0.9984)

Variable independiente Efecto común	δ	Variable dependiente UBAI
SANE	0.9656	3.1E-07 (0.9999)

es la provisión para insolvencias de clientes el objeto fundamental de manipulación y, por otro lado, Moyer (1990), Scholes, Wilson y Wolfson (1990), Wahlen (1994), Beatty, Chamberlain y Magliolo (1995), Collins Shackelford y Wahlen (1995), Beaver y Engel (1996) y Liu, Ryan y Wahlen (1997) quienes estudian como ajuste por

devengo objeto de la manipulación a las provisiones para insolvencias de préstamos.

4.3.- Robustez de los resultados

En este epígrafe, nuestro objetivo es mostrar la robustez de los resultados obtenidos y, en consecuencia, el grado de sensibilidad de los mismos ante la elección de algunos aspectos claves de la propuesta metodológica que realizamos. En concreto, mostramos los resultados obtenidos para los siguientes casos:

a) La variable que homogeneiza los diferentes tamaños de las cajas no es el activo al comienzo del periodo, sino el activo medio
b) El kernel utilizado es un kernel normal, en lugar del denominado kernel de Epanechnikov.

En cada una de las series de variaciones de beneficios debidas al alisamiento obtenidas con las dos propuestas a) y b) se han aplicado los contrastes de Jarque- Bera, Cramer-von Mises, Watson y Anderson-Darling para contrastar la hipótesis nula de normalidad con media cero y, posteriormente, de normalidad con media muestral. En todos los casos se rechazan dichas hipótesis nulas al habitual nivel de significación del 1%.

c) El procedimiento de regresión se sustituye por un procedimiento de datos de panel con efectos fijos. La utilidad de este último planteamiento alternativo reside en que algunas de las cajas podría tener una idiosincrasia reflejada en los efectos fijos que restara significatividad a los resultados obtenidos en las regresiones previas y, por tanto, restara contundencia a las conclusiones.

Observando las tablas 2.2 y 2.3 corroboramos la significatividad de las prácticas de alisamiento a la baja en los años 1996 y 1997 y de alisamiento de beneficios en sentido contrario especialmente en los años 2000 y 2001.

De la compración de las tablas 3.1, 3.2 y 3.3, vemos que el resultado contundente es la significatividad de los saneamientos de inmovilizaciones financieras y de la obra social. El primero de ellos con signo positivo y el segundo con signo negativo. Aunque existe alguna significatividad aislada de los retardos y las provisiones para insolvencias, no son resultados generalizables en el horizonte temporal global.

Cuando analizamos los resultados de la primera mitad del horizonte temporal confirmamos la importancia de las provisiones para

Tabla 2.2:
Contraste de la hipótesis nula H0=Media de las variaciones anuales debidas a Manipulación=0 (medias anuales x 1000). Kernel Epanechnikov. Variable de homogeneización: Activo medio.

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
B_{EBAI1}	-0,0343	-0,0114	-0,0205*	-0,0238***	0,0099	-0,0116	0,0703*	0,00621**
B_{EBAI2}	-0,0281	-0,0170	-0,0329**	-0,0452***	0,0086	0,0060	0,0902**	0,00955***
B_{EREJ1}	0,0509	-0,0016	-0,0315**	-0,0120*	-0,0235*	-0,0471	0,0346	0,00362
B_{EREJ2}	0,0791*	0,0155	-0,0311**	-0,0331***	-0,0209*	-0,0369	0,0476*	0,00703*

Tabla 2.3:
Contraste de la hipótesis nula H0=Media de las variaciones anuales debidas a Manipulación=0 (medias anuales x 1000). Kernel Normal. Variable de homogeneización: Activo medio.

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
B_{EBAI1}	-0,0386*	-0,0068	-0,0170*	-0,0211***	0,0080	-0,0144	0,0619*	0,00536*
B_{EBAI2}	-0,0399	-0,0300*	-0,0421**	-0,0532***	0,0000	-0,0081	0,0713*	0,00844**
B_{EREJ1}	0,0500	-0,0025	-0,0394**	-0,0193**	-0,0237*	-0,0449	0,0359	0,00398
B_{EREJ2}	0,0661*	0,0010	-0,0506***	-0,0371***	-0,0278	*-0,0322	0,0419*	0,00637*

insolvencias como herramienta para aplicar la dsicrecionalidad. De igual manera se pone de manifiesto la relavancia de la obra social. La significatividad negativa expuesta en las tablas 3 y 4 indica que el crecimiento de los resultados del ejercicio va en dirección contraria al crecimiento de la variable obra social. Es decir, aquellos momentos en que crece más la obra social son los años en los que menor es la cuantía del alisamiento y viceversa: en aquellos momentos en los que menos crece la obra social son los periodos en los que más se incrementan las cuantías alisadas. Esto es, en época de desaceleración económica, se supone que el beneficio es menor, y por tanto menor debe ser el importe a distribuir en obra social, pero los gerentes, temerosos de mostrar su debilidad, manipulan al alza en los beneficios para transmitir una imagen de estabilidad, si bien la obra social se muestra prudente en su crecimiento. Por el contrario, en epocas de expansión, el beneficio debería incrementarse, al igual que la obra social, pero el gerente tiende a manipular a la baja el beneficio si bien no se regula en la misma proporción el incremento de la obra social.

Los resultados de las tablas 5.1, 5.2 y 5.3, por su parte, confirman la relavancia de las variables de saneamiento de inmovilizaciones

financieras como susceptibles de ser manipuladas y no reconoce la influencia de las provisiones para insolvencias. Como básicamente se trata de periodos de crisis, la provisión por insolvencias, además de la nueva regulación, es menos útil. Como la existencia de manipulación en estos periodos, si existe, es básicamente al alza, el alisamiento supone controlar costes para potenciar el crecimiento de los beneficios. En estos periodos de mayor manipulación al alza nos deberíamos encontrar con las mayores disminuciones de crecimiento de la obra social que, por prevención, crece en proporciones menores dada la situación real.

La aplicación de la metodología de datos de panel, según los resultados que muestra la tabla 8, refuerzan los resultados obtenidos con las regresiones anteriores. Tanto la variable de saneamiento de inmovilizaciones financieras como la de obra social se identifican claramente como variables vinculadas con los procedimientos de manipulación. Asimismo, la significatividad de las provisiones para insolvencias, si bien no es total, indica la relevancia de esta variable en el tipo de prácticas que se estudian. En sentido contrario se constata la no significatividad de los resultados extraordinarios, tanto de los positivos como de los de negativo.

5.- CONCLUSIONES

Este trabajo pretende poner de manifiesto la intensidad de las prácticas de alisamiento llevadas a cabo por las Cajas de Ahorros españolas, así como cuáles son las partidas contables susceptibles de ser manipuladas por la gerencia de las mismas.

A modo de resumen, las principales conclusiones de este trabajo se pueden exponer del siguiente modo:

- Las Cajas de Ahorros españolas hacen un uso muy moderado de la discrecionalidad contable. El porcentaje máximo de la variación de los resultados de las Cajas de Ahorros que podría asociarse a prácticas de alisamiento de beneficios es de aproximadamente el 51%. En porcentaje sobre activo, estas cifras representan un 0,04% si trabajamos en media.
- El análisis temporal de las cuantías alisadas nos permite concluir que los años 1996 y 1997 son claramente años en los que la manipulación tuvo como finalidad básica disminuir el crecimiento del beneficio antes y después de impuestos. En cambio, los años,

Tabla 9:
Datos de panel. Kernel Epanechnikov.
Variable de homogeneización: Activo total medio. Horizonte temporal 1994-2001.

	B_{EBA1}	B_{EBA2}	B_{EREJ1}	B_{EREJ2}
BEX	0,001541	-0,001603	0,000664	0,001539
PEX	-0,005253	-0,008736*	4,90E-05	0,001307
PIN	-0,006184*	-0,011372**	-0,00126**	0,001713*
RETARDO	-0,01838	0,004002	-0,012642	0,010452
SAN	0,043986***	0,041083***	0,006498*	0,01111**
0S			-0,00924***	-0,008915***
Efectos fijos				
C1—C	0,000205	0,000196	2,83E-05	5,36E-05
C2—C	-0,000201	-0,000181	4,88E-05	5,22E-05
C3—C	0,000123	0,000118	8,47E-06	-1,32E-05
C4—C	-3,25E-05	-2,78E-05	2,68E-05	1,04E-05
C5—C	8,13E-05	0,000121	2,26E-05	7,30E-05
C6—C	-6,83E-05	-5,31E-05	0,00021	0,000209
C7—C	1,76E-05	2,42E-05	-2,85E-05	0,000117
C8—C	4,54E-05	5,90E-05	3,59E-05	8,10E-06
C9—C	4,51E-06	3,14E-05	2,12E-05	4,07E-05
C10—C	0,000109	8,11E-05	-2,88E-05	-4,40E-05
C11—C	-9,23E-05	-8,80E-05	-4,45E-06	0,000183
C12—C	-1,39E-05	-3,07E-05	3,17E-05	1,76E-05
C13—C	9,31E-06	4,05E-05	1,48E-05	4,16E-05
C14—C	0,000196	0,000184	3,34E-05	1,70E-06
C15—C	0,000138	0,000182	5,00E-05	9,90E-05
C16—C	-7,98E-06	-9,50E-06	3,85E-06	-4,11E-06
C17—C	2,39E-05	1,96E-05	3,35E-06	4,30E-05
C18—C	4,96E-05	9,43E-05	4,02E-05	7,44E-05
C19—C	1,98E-05	5,14E-05	3,92E-05	3,92E-05
C20—C	-2,87E-05	-3,84E-05	-0,000138	3,30E-05
C21—C	-7,02E-06	-1,50E-05	-5,39E-06	-2,07E-05
C22—C	0,000119	0,000143	-6,68E-06	1,82E-05
C23—C	5,38E-06	2,14E-05	-1,04E-05	-1,93E-05
C24—C	-2,34E-05	-1,45E-05	1,04E-05	-5,24E-06
C25—C	2,18E-05	1,70E-05	1,37E-05	-3,43E-05
C26—C	-0,000304	-0,000298	-0,000467	-0,000188
C27—C	-3,80E-05	-6,07E-05	-6,44E-05	-8,02E-05
C28—C	3,24E-05	4,41E-05	2,57E-05	1,95E-05
C29—C	2,68E-05	4,32E-05	-7,52E-06	-7,26E-06
C30—C	1,14E-05	6,22E-06	1,48E-05	-4,02E-06
C31—C	-1,90E-05	-3,53E-05	1,00E-05	-3,67E-05

	B_{EBA1}	B_{EBA12}	B_{EREJ1}	B_{EREJ2}
C32—C	-3,07E-05	-6,42E-05	-1,29E-06	-2,70E-05
C33—C	-1,85E-05	-2,04E-05	-7,68E-06	-3,66E-05
C34—C	-1,27E-05	-2,30E-05	-3,62E-06	-1,43E-05
C35—C	7,78E-06	1,76E-05	-1,82E-05	-2,65E-05
C36—C	-5,83E-05	-9,87E-05	-3,57E-05	-5,33E-05
C37—C	6,44E-05	8,69E-05	5,21E-05	4,92E-05
C38—C	2,13E-05	3,87E-05	2,45E-05	4,81E-05
C39—C	-1,94E-06	1,19E-05	9,04E-06	2,13E-05
C40—C	0,000122	0,000137	1,03E-05	1,62E-05
C41—C	2,07E-05	2,33E-05	5,73E-05	2,16E-05
C42—C	7,70E-06	-6-67E-06	-2,10E-05	-2,44E-05
C43—C	-3,23E-05	-1,33E-05	-7,58E-05	-0.000172
C44—C	1,83E-05	3,33E-05	-1,06E-05	-4,33E-05
C45—C	-3,80E-05	-4,74E-05	4,42E-05	3,92E-05
C46—C	4,58E-05	5,91E-05	3,26E-06	-2,63E-05
C47—C	-3,03E-05	-5,79E-05	-2,71E-05	-4,53E-05
C48—C	-2,40E-05	-3,48E-05	8,53E-07	-1,24E-05

*** indica significatividad al 1%, ** significatividad al 5%, *significatividad al 10%

1999, 2000 y 2001 muestran preferentemente un matiz corrector al alza de las cifras de crecimiento.

- En cuanto a las partidas contables que resultan manipuladas, nuestros resultados ofrecen las siguientes conclusiones:
  A) Si analizamos el horizonte temporal total, las variaciones de las partidas de saneamiento de inmovilizaciones financieras y la obra social son las que, según la metodología aplicada, causan los volúmenes de alisamiento.
  B) Si dividimos nuestro horizonte temporal de estudio en dos subperiodos, para el subperiodo 1993/4-1998 son las provisiones para insolvencias y la obra social las partidas relacionadas directamente con la manipulación.
  C) Los resultados para el subperiodo 1998/9-2001 aportan evidencia significativa de los saneamientos de inmovilizaciones financieras y nuevamente la obra social como variables de uso discrecional.

REFERENCIAS BIBIOLIOGRÁFICAS:

AYERS, B. C., [1998]: Deferred tax accounting under SFAS Nº 109: an empirical investigation of itsiIncremental value-relevance relative to APB nº 11. *The Accounting Review*, vol 11,nº2, 203-220

BEATTY, A; CHAMBERLAIN S.L., MAGLIOLO J. [1995]: "Managing financial reports of comercial banks: the influence of taxes, regulatory capital and earnings". *Journal of Accounting Resea*rch, 33(2), 231-261.

BEATTY, V.A.; CASSON, P.D., DALE, R.S., MCKENZIE, G.W., SUTCLIFFE, C.M.S, TURNER M.J. [1995]: *Banks and bad debts: accounting for international losses in international banking,* Jhon Wiley & Sons.

BEAVER,W.H., ENGEL E.E. [1996]: "Discretionary behavior with respect to allowances for loan loses and the behavior of security prices*". Journal of Accounting and Economics,* 22, 177-206.

BEAVER,W.H., MCNICHOLS, M.F., [1998]: "The characteristics and valuation of loss reserves of property casualty insurers*". Review of Accounting Studies, 3*, 73-95.

BENEISH, M.D. [1997]: "Detecting GAAP Violation: implications for assessing earnings management among irms with extreme financial performance". *Journal of Accounting and Public Policy*, vol. 16, nº 3, .271-309.

BLASCO, N., PELEGRIN, B. [2003]: "*A new methodological approach to detect income smoothing in small samples: the case of spanish savings banks*" . Unpublished manuscript.

BURGSTAHLER, D., DICHEV I. [1997]: "Earnings management to avoid earnings decreases and losses". *Journal of Accounting & Economics*. vol.24, .99-126.

COLLINS, J.H., SHACKELFORD D.A., WAHLEN J.M. [1995]: "Bank differences in the coordination of regulatory capital earnings and taxes*". Journal of Accounting Research* 33(2), 236-291

DECHOW, P.M., SKINNER D.J. [2000]: "Earnings management reconciling the views of accounting academics, practitioners and regulators". *Accounting Horizons*. vol 14, 235-250

ENGLE, R., KOZICKI S. [1993]: "Testing for common features". *Journal of Bussiness and Economics Statistics.* Oct. Vol. 4, 369-383.

ERICKSON, M., WANG, S. [1998]: Earnings Management by Acquiring Firms in Stock for Stock Mergers". *Journal of Accounting and Economics*, vol 27, 149-176.

FAN, J., MARRON, J.S. [1994]: "Fast implementations of nonparametric curve estimators". *Journal of Computational and Graphical Statistics*, vol 3, 35-56.

GILL DE ALBORNOZ, B. [2003]: Alisamiento del beneficio y manipulación de ajustes por devengo: Análisis empírico en el contexto español. Premio de Investigación Contable José María Fernández Pirla (XI Edición). Instituto de Contabilidad y Auditoría de Cuentas.

GILL DE ALBORNOZ, B., ILLUECA, M. [2003]: "Prácticas de earnings management para evitar pérdidas y disminuciones de beneficios: un análisis empírico en entidades de crédito europeas". Comunicación al XII Congreso AECA.

HEALEY, P.M., WAHLEN, J.M. [1999]: "A review of the earnings management literature and its implications for tandard setting". *Accounting Horizons*. vol. 13, nº 4, 365-383

LIU, C.S.; RYAN G., WAHLEN J.M. [1997]: " Differential Valuation Implications of Loan Loss Provisions Across Banks anf Fiscal Quarters". *The Accounting Review*, vol. 72 (1), 133-146.

McNICHOLS, M [2000]: "Research Design Issues in earnings Management Studies"*.Journal Of Accounting And Public Policy*, vol 19, 313-345

MCNICHOLS, M., WILSON, G. P. [1988] "Evidence of earnings management from the provision for bad debts" *Journal of Accounting Research*, vol. 26, 1-31.

MOYER, S.E.[1990]: "Capital adequacy ratio regulations and accounting choices in commercial banks". *Journal of Accounting and Economics*. vol.13, 123-154.

MYERS, L.A., SKINNER, J.A. [1999]: "Earnings momentum and earnings management". Working

Paper, University of Michigan

NELSON, K.K. [2000]: "Rate regulation, competition and loss reserve discounting by property- casualty insurers". *The Accounting Review*. vol.75, 115-138.

PEÑALVA, F.[1998]: "Loss reserves and accounting discretion in the property-casualty insurance industry". Working papaer, University of California at Berkeley.

PETRONI, K. [1992]: "Optimistic reporting within the property-casualty insurance industry". *Journal of Accounting and Economics*, vol 15, pp. 485-508.

SAURINA, J. [1999]: "¿Existe alisamiento del beneficio en las cajas de ahorros españolas?". *Moneda y Crédito*, nº 209, 161-193

SILVERMAN, B. W. [1986]: *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Chapman & Hall.

SCHOLES, M.S.; WILSON G.P., WOLFSON M.A. [1990]: " Tax planning, regulatory capital planning, and financial reporting strategy for comercial banks". *The Review of Financial Studies*, vol. 3 (4), 625-650.

TEOH, S.H., WELCH, I., WONG, T.J. [1998]: "Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings". *Journal Of Financial Economics*, vol. 50: 63-99.

TEOH, S.H., WELCH, I., RAO. [1998]: "Are accruals during initial public offerings opportunistic?. *Review of Accounting Studies*, vol 3, Pp 175-208.

VISVANATHAN, G. [1998]: Deferred Tax Valuation Allowances and Earnings Mnagement. Journal of Financial Statement Analysis, vol.3, nº 4, 6-15.

WAHLEN, J.M. [1994]: "The nature of information in comercial bank loan loss disclosures". *The Accounting Review*, vol.69 (3), 455-478.

OTRAS FUENTES:

MEMORIAS ANUALES DE LAS CAJAS DE AHORROS.

ANUARIOS ESTADISTICOS DE LAS CAJAS DE AHORRO PUBLICADOS POR LA CECA.

BOLETIN ESTADISTICO Y CUENTAS FINANCIERAS DE LA ECONOMIA ESPAÑOLA (BANCO DE ESPAÑA)

CIRCULAR Nº 4/1991 DEL BANCO DE ESPAÑA Y SUS MODIFICACIONES POSTERIORES.

Nuevo enfoque en la estimación del componente anormal del resultado*

Francisco Poveda Fuentes
Universidad de Alicante

Abstract

A fundamental question about the analysis of financial information are the potential manipulations that could be introduced by insiders in the information that is revealed to investors. In this context, this article is focused in the analysis of abnormal accruals as a potential instrument to implement earnings management practices. Concretely, a non aggregated abnormal accruals estimation model is proposed, where each component of accruals is controlled by the variables that really depends on. The analysis of specification and power of earnings management tests shows better results in relation to panel data models derived from the classical Jones (1991) model.

Un aspecto crucial en el análisis de la información financiera son las posibles manipulaciones introducidas de forma discrecional por los directivos en la información que dan a conocer a los usuarios. En este contexto, este trabajo se centra en el análisis de los ajustes por devengo como potencial instrumento a disposición de la discrecionalidad de los elaboradores de la información financiera. Concretamente, se plantea un modelo desagregado de estimación de ajustes por devengo anormales en el que cada componente se controla por las variables de las que efectivamente depende. El análisis de especificación y potencia del contraste de *earnings management* muestra resultados superiores a los planteamientos de panel derivados del clásico modelo de Jones (1991).

* El autor agradece al Instituto Valenciano de Investigaciones Ecoómicas (IVIE) el apoyo financiero prestado y la publicación de una versión previa de este trabajo como *working paper* 34.

1. MOTIVACIÓN Y OBJETIVOS

Los escándalos contables que han salpicado a los mercados de capitales internacionales en los últimos años, convierten la línea de investigación del *earnings management* en tema de especial relevancia y oportunidad. Aunque cada vez es mayor la preocupación por parte de los organismos supervisores de los mercados sobre la fiabilidad y transparencia de la información financiera, la realidad es que existe una clara asimetría informativa entre el interior y el exterior de las firmas que permite cierto grado de discrecionalidad a la hora de revelar dicha información a los inversores. En este contexto, un aspecto crucial en el análisis de la información financiera son las posibles manipulaciones introducidas de forma discrecional por los directivos en la información que dan a conocer a los usuarios.

Una de las definiciones más citadas de *earnings management*, por su equilibrio entre simplicidad y completitud, puede encontrarse en Schipper (1989) donde se hace referencia a este tipo de comportamientos como intervenciones deliberadas en el proceso de elaboración y revelación de la información financiera, con el objeto de alcanzar fines unilaterales. En este sentido, cabe puntualizar que este tipo de acciones pueden tener un contenido real, o ser puramente contables. Por un lado, el *earnings management* real sería el resultado de transacciones reales instrumentadas por los responsables de la empresa, orientando sus decisiones hacia el efecto que puedan tener sobre el resultado, para obtener así el comportamiento deseado en dicha variable. Por otro lado, el *earnings management* artificial o contable vendría dado por aquellas acciones exclusivamente contables que tienen impacto sobre el resultado, pero que no afectan a los flujos de tesorería reales.

Precisamente, durante la década de los noventa, la línea de investigación básica del *earnings management* ha girado en torno a la metodología de los denominados *ajustes por devengo*, definidos como la diferencia entre el resultado contable y el flujo de caja de las operaciones. Este tipo de modelos tratan de captar precisamente el citado *earnings management* "artificial" que no afecta a los flujos de caja, sino que procede de acciones puramente contables. La cuestión clave en esta metodología consiste en descomponer la variable observable ajustes por devengo totales, en dos componentes no observables que vendrían dados por su parte normal, dados los factores que afectan a dicha variable, y su parte anormal, que se toma como estimador de la

discrecionalidad implementada sobre el beneficio publicado. Ante esta cuestión, las posibilidades de éxito para el investigador pasan por modelizar el comportamiento del componente normal, que no es observable en sí mismo, pero depende, en su mayor grado, de variables observables.

Este planteamiento genérico que se ha descrito en base a una variable objetivo agregada, como son los ajustes por devengo totales, también se aplica sobre ajustes por devengo individuales desde el trabajo pionero de McNichols y Wilson (1988)[1]. Al centrarse en la modelización de un componente individual, el porcentaje de variabilidad que se consigue explicar superará a los modelos agregados y la precisión a la hora de aislar la parte anormal o discrecional será mayor, reduciendo así la probabilidad de error tipo I. Como contrapartida, frente a los modelos agregados, presentan una potencia inferior al ser capaces de pronunciarse, exclusivamente, sobre la partida individual analizada y no poder decir nada sobre el resto. En caso de que se detecte la presencia de un componente anormal en dicha partida, se puede inferir la presencia de prácticas de *earnings management* en la compañía en cuestión. Sin embargo, en caso de que no se detecte un componente anormal significativamente distinto de cero, no se puede apenas decir nada, puesto que se podrían estar alterando otro tipo de componentes.

En definitiva, adoptar un enfoque individual o un enfoque agregado se ha planteado como un *trade-off* entre mayor precisión – menor rango o menor precisión – mayor rango. Ante esta disyuntiva, si se revisan las publicaciones en las principales revistas del área, los modelos agregados derivados del pionero modelo de Jones (1991) copan la práctica totalidad de los trabajos publicados sobre *earnings management*. No obstante, si profundizamos en el enfoque agregado, a la hora de modelizar el comportamiento normal de los ajustes por devengo, se aglutinan todos los componentes en una única variable (ajustes por devengo totales), y se incluyen todas las variables explicativas en el otro lado de la ecuación. A continuación, se plantean determinadas limitaciones que pueden afectar a este tipo de planteamientos y que van a constituir la idea de partida para el desarrollo del modelo desagregado que se plantea en este trabajo:

1.- Anteriormente se ha hecho referencia a los ajustes por devengo de

1. Una excelente aplicación de este enfoque individual ha sido desarrollada en nuestro país por Saurina (1999) en relación a las provisiones para insolvencias en las cajas de ahorro.

manera genérica, como la diferencia entre el resultado ordinario y el flujo de caja de las operaciones. No obstante, dado que en muchos países – entre ellos España – no existe un estado de flujos de caja estandarizado, en los estudios sobre *earnings management*, la variable ajustes por devengo totales se calcula indirectamente a través de los datos de los estados financieros normalizados consiguiendo así trabajar con datos homogéneos[2]. De este modo, al trabajar con un enfoque indirecto, se obtiene la composición concreta de la variable ajustes por devengo y, por tanto, permite disponer de una información desglosada cuya riqueza se puede explotar con procedimientos de estimación por componentes, tal y como se planteará más adelante. En muchas ocasiones, en Economía, nos vemos obligados a trabajar con datos agregados, con la merma de riqueza informativa que ello implica, pero: ¿por qué imponer aquí una agregación de información innecesaria y hacer estimación e inferencia con datos agregados cuando la desagregación es observable?

2.- Al plantear modelos agregados surge forzosamente la siguiente pregunta: ¿todos los componentes de los ajustes por devengo dependen exactamente de las mismas variables de control?. En caso negativo, si cada uno de los componentes depende de variables distintas, ¿por qué al agregar imponemos la presencia de variables irrelevantes que afectarán a la estimación e inferencia de los parámetros?. Por ejemplo, la presencia de la variación de ventas para explicar manipulaciones basadas en la amortización del inmovilizado, puede provocar un aumento de la varianza de los estimadores que penalice la capacidad explicativa de los modelos y distorsione su capacidad para aislar el componente anormal de la amortización.

3.- Por otro lado, aunque se sostuviera que todos los componentes dependen de las mismas variables, ¿seguiría siendo sostenible restringir a un mismo valor los coeficientes de respuesta ante dichas variables?. Por ejemplo, la variación de existencias y las variaciones en las cuentas de deudores por operaciones de tráfico pueden ser explicadas por la variación en las ventas, pero no tienen por qué responder con la misma intensidad ante cambios en esta variable. En este sentido, un aumento en las

2. Collins y Hribar (1999) analizan la implicación de calcular los ajustes por devengo de una forma u otra.

ventas del ejercicio no afecta en igual medida a las cuentas a cobrar que a la variación de inventarios y, por tanto, no se cumple la restricción de que el coeficiente de respuesta ante la variación en las ventas sea único.

4.- Por otro lado, ¿será representativo el agregado estimado del comportamiento individual de cada uno de sus integrantes?. Efectivamente, con un modelo agregado se obtiene una medida del componente anormal del resultado. Este componente anormal puede estar provocado por alteraciones tan diversas como una manipulación de las amortizaciones o una alteración en la valoración de inventarios. Cada una de estas acciones podría tener propiedades diferentes (secuencia temporal, media, varianza etc.) y, por tanto, no es conveniente agregarlas en una medida única.

5.- Al trabajar con modelos agregados, en caso de detectar unos ajustes por devengo anormales significativamente distintos de cero, o de los valores de referencia sectoriales etc. ¿en qué partida concreta existen movimientos atípicos?, ¿qué partidas tiene que infraponderar el analista en su hoja de valoración?, ¿en que áreas debe aumentar el auditor el grado de cobertura de las pruebas en detalle?. En efecto, si se pudiera obtener una estimación desagregada sobre el componente anormal que afecta a componentes concretos del resultado publicado, aumentaría la utilidad para los distintos usuarios de la información financiera.

En base a este tipo de cuestiones, en el presente trabajo se plantea adoptar una postura intermedia entre un enfoque agregado y un enfoque individual. Por un lado, se pretende abarcar el rango de manipulaciones básicas que podrían estar presentes en los ajustes por devengo totales y, por otro lado, se trata de mitigar los problemas atribuidos a la estimación agregada realizando una estimación por componentes. A estos efectos, si partimos de la obtención indirecta de los ajustes por devengo totales en base a los balances y cuentas de resultados, tendríamos la siguiente composición:

$$TA_{it} = \Delta DOT_{it} - \Delta AOT_{it} + \Delta EXT_{it} - DAI_{it} + \Delta OA_{it} \quad (1)$$

Donde, TA_{it} son los ajustes por devengo totales, ΔDOT_{it} es la variación en los deudores por operaciones de tráfico, ΔAOT_{it} es la

variación en los acreedores por operaciones de tráfico, ΔEXT_{it} es la variación de existencias, DAI_{it} es la dotación a la amortización del inmovilizado y OA_{it} comprende otros ajustes por devengo. Los subíndices i y t hacen referencia a la empresa y al periodo respectivamente.

Ya que la descomposición de la variable ajustes por devengo totales es perfectamente observable, partiendo de una estimación agregada, podemos pasar a una estimación separada de cada uno de sus componentes, controlando cada uno de ellos por las variables de las que efectivamente depende. De este modo, se obtendrá una discriminación entre la parte normal y anormal de cada uno de los componentes que integran los ajustes por devengo totales:

$$TA_{it} = X'_{it}\beta + u_{it} \underbrace{\Rightarrow}_{\text{Propuesta}} \begin{cases} \Delta DOT_{it} = X'_{I,it}\beta_I + u_{I,it} \\ \Delta AOT_{it} = X'_{II,it}\beta_{II} + u_{II,it} \\ \Delta EXT_{it} = X'_{III,it}\beta_{IV} + u_{III,it} \\ DAI_{it} = X'_{IV,it}\beta_I + u_{IV,it} \\ \Delta OA_{it} = X'_{V,it}\beta_V + u_{V,it} \end{cases} \quad (2)$$

Con este planteamiento, el trabajo se estructura en seis apartados. En el apartado segundo se trata de dar especificación a las ecuaciones planteadas más arriba, según el desglose de ajustes por devengo propuesto. En el apartado tercero, se plantea la especificación final del modelo tras una serie de consideraciones técnicas relativas al método de estimación. Seguidamente, en el cuarto apartado, se presentan los modelos alternativos derivados del clásico modelo de Jones (1991), que van a ser evaluados junto al modelo propuesto en la parte empírica del trabajo. En el apartado quinto, se plantea el estudio empírico sobre la especificación y potencia de los contrastes de *earnings management* basados en diversos modelos con un enfoque de panel. Finalmente, en el sexto apartado, se tratan de sintetizar las principales conclusiones que se pueden extraer del trabajo.

2. MODELIZACIÓN DE LOS AJUSTES POR DEVENGO: ASPECTOS BASE

2.1. Variación en los Deudores por Operaciones de Tráfico

En relación con la variación en los deudores por operaciones de tráfico, en los modelos que han tratado de captar el componente nor-

mal de los ajustes por devengo siguiendo la línea propuesta por Jones (1991), haciendo abstracción de la agregación en la que se integran todos los componentes, nos centramos en el tratamiento dado exclusivamente a esta partida (ΔDOT_{it}), haciéndola depender de la variación en las ventas (ΔV_{it}).

$$\Delta DOT_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta V_{it} + u_{it} \quad (3)$$

Con este planteamiento, pueden darse casos en los que, en periodos de evento, las ventas no estén manipuladas, y sin embargo, los ajustes por devengo discrecionales o anormales que puedan derivarse de la estimación del modelo (3), sean distintos de cero como consecuencia de alteraciones reales en la política de crédito de la empresa. En definitiva, una variación de clientes no acompañada de variación en las ventas no es, por sí misma, una manipulación del beneficio. Por otro lado, desde el momento en que se elimine el restrictivo supuesto de que las ventas están ausentes de manipulación, queda en entredicho la validez de modelo para aislar los ajustes por devengo relacionados, precisamente, con la manipulación en las ventas, pues quedarán parcialmente extraídos del residuo al estar presentes tanto en la variable dependiente como en la independiente.

En nuestra opinión, la solución puede venir a través del empleo de variables independientes robustas ante la manipulación, que se podrían conseguir empleando flujos de caja en lugar de flujos de ingresos, ya que en los flujos de caja no se localizan las prácticas de dirección de resultados. Partiendo de esa base, se plantea un cambio en el enfoque del problema en el sentido de que no pretendemos captar la variación de clientes anormal por sí misma, sino solamente la parte de variación no explicada por cambios en los periodos medios de cobro. Por este motivo, se plantea considerar la variable ventas, no como variable independiente, sino precisamente como variable dependiente de la que extraer un comportamiento normal y que nos lleguen al residuo las ventas discrecionales. A estos efectos, partimos de la relación teórica entre ventas y flujo de caja de ventas:

$$FCV_t = V_t - DOT_t + DOT_{t-1} = V_t - \gamma_t V_t + \gamma_{t-1}\left(\frac{V_t}{1+g_t}\right) = \left[1 - \gamma_t + \left(\frac{\gamma_{t-1}}{1+g_t}\right)\right] \cdot V_t \quad (4)$$

Donde, γ es el tanto por uno que representa el periodo medio de cobro, g es la tasa de crecimiento de las ventas, FCV es el flujo de caja de las ventas, V son las ventas, DOT son los deudores por operacio-

nes de tráfico, y t es el subíndice temporal. La contrapartida empírica de la expresión anterior, nos permite plantear, de manera razonada, un nuevo modelo para la estimación de la discrecionalidad ejercida a través de las ventas, que cumple con las necesarias condiciones de ortogonalidad[3]:

$$V_t = \beta_0 + \beta_1 FCV_t + u_t \tag{5}$$

Este modelo (5) se basa en que el FCV no es más que las ventas ajustadas por la variación de los deudores de tráfico, y en el hecho de que FCV no se ve alterado por las manipulaciones en las ventas. De este modo, cuando se produzcan dichas manipulaciones, tendremos alteraciones anormales en la variable dependiente que no se verán acompañadas por la variable independiente e irán a parar al residuo, que capturará exclusivamente la variación de clientes provocada por la discrecionalidad ejercida sobre las ventas, pero no la generada por alteraciones en la política de cobros. Esto es:

$$\underbrace{V_t}_{FCV_t+\Delta C_t} = \underbrace{\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 FCV_t}_{FCV_t+\Delta C_t^{Normal}} + \underbrace{\hat{u}_t}_{\Delta C_t^{Anormal}} \tag{6}$$

2.2. Variación en los Acreedores por Operaciones de Tráfico

Dentro de la agregación con la que hasta el momento se trataban los ajustes por devengo totales, la variación en los acreedores de tráfico presente en la variable dependiente agregada, se trataba de controlar por la variación en el nivel de actividad medido por la variación en las ventas. En este sentido, de nuevo hay que insistir en que las ventas son un componente más de la cuenta de resultados que puede estar sujeto a manipulación y, por tanto, su introducción entre los regresores puede generar simultaneidad. Por otro lado, la contrapartida de las cuentas de acreedores por operaciones de tráfico son los gastos de explotación y no los ingresos. De este modo, controlar la variación en cuentas de acreedores de tráfico (ΔAOT) mediante la variación en las ventas (ΔV), sólo es válido si se asume una relación constante entre variación de ventas y variación de compras (ΔC):

$$\Delta AOT_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta V_t + u_t \Leftrightarrow \frac{\Delta V_t}{\Delta C_t} = \delta \;\; / \;\; \Delta AOT_t = \beta_0 + \underbrace{\beta_1(\delta \Delta C_t)}_{\beta_1^*} + u_t \tag{7}$$

3. En el Anexo I se plantea el razonamiento sobre la ortogonalidad de las distintas variables.

En este sentido, se trataría de una restricción innecesaria pudiendo introducir directamente como variable de control la variación en las compras. No obstante, así como las ventas no podían considerarse libres de toda manipulación, tampoco puede hacerse con las compras. Por tanto, no constituyen una variable de control adecuada pues genera simultaneidad distorsionando el residuo obtenido como proxy del *earnings management* para esta partida concreta[4]. Adicionalmente, si se asume que las compras y, en general los gastos de explotación, no están manipulados, entonces las alteraciones anormales en la cifra de balance "acreedores de tráfico" que puedan detectarse con modelos como el (7), se tendrán que interpretar como una alteración real del periodo medio de pago, que en ningún caso afectará a los resultados de la empresa. Obtener ajustes por devengo anormales es una herramienta para captar *earnings management* y no es un fin en sí mismo.

Tal y como se apuntaba en el subapartado previo, para este tipo de componentes consideramos interesante derivar los flujos de resultados, en este caso flujo de gastos, hacia flujos de caja que permanecen inalterables ante las manipulaciones que pretendemos estudiar. En este caso, la variable relevante para controlar la evolución normal de las compras, que pasa a ser la variable objetivo, será el flujo de caja pagado por las compras (FCC). Llegados a este punto, son válidos todos los comentarios planteados en el subapartado previo para la relación deudores de trafico - ventas. De este modo, a continuación se presenta directamente la especificación análoga del modelo (5) para el caso de acreedores de tráfico – compras:

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 FCC_t + u_t \qquad (8)$$

2.3. Variación de Existencias

Al margen de la agregación de los ajustes por devengo, si nos centramos en la variación de existencias en concreto, en los modelos derivados de Jones (1991), el componente normal de dicha partida trataba de captarse a través de la variación en las ventas. En esta línea, un

4. Son válidos todos los comentarios que se exponen en el Anexo I si se trasladan al caso de la relación entre cuentas de gastos y acreedores por operaciones de tráfico.

modelo desagregado para la variación de existencias vendría dado por:

$$\Delta EXT_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta V_t + u_t \tag{9}$$

A continuación tratamos de plasmar un sencillo planteamiento teórico que nos permita obtener una especificación fundamentada de la variación de existencias, en lugar de partir de un modelo *ad hoc* como el (9). Las unidades físicas de existencias finales que hay en almacén al cierre de un ejercicio han de cumplir la siguiente expresión:

$$Ex_f^{u.f.} = Ex_i^{u.f.} + Entradas - Salidas \;\Rightarrow\; \underbrace{Ex_f^{u.f.} - Ex_i^{u.f.}}_{\Delta Ex^{u.f.}} = Entradas - Salidas \tag{10}$$

En esta expresión, en la que hacemos abstracción de las normas y criterios de valoración al plantearla en términos de unidades físicas, ya se puede anticipar que carece de sentido teórico tratar de explicar la variación de existencias a través de la variación en las salidas. Si las variables de la expresión (10), expresadas en unidades físicas, fuesen observables, la modelización del componente normal de la variación de existencias sería obvia y vendría dada por la contrapartida empírica de dicha expresión (y no por un regresor de variación de salidas):

$$\Delta Ex_t^{u.f.} = \beta_0 + \beta_1 Entradas^{u.f.} + \beta_2 Salidas^{u.f.} + u_t \tag{11}$$

En este hipotético modelo (11) la relación sería trivial y se obtendría una estimación nula de β_0, y para β_1 y β_2 se obtendrían los valores +1 y –1, respectivamente, con un ajuste perfecto sin residuo alguno. No obstante, en las cuentas anuales no observamos las unidades físicas de existencias finales, ni de entradas y salidas, observamos valores monetarios en los que intervienen los criterios de valoración. En definitiva, si pasamos de las unidades físicas a las unidades monetarias, entran en juego una serie de circunstancias que hacen que la relación planteada en la expresión [10] no sea trivial. Por una parte, las existencias finales han de estar valoradas a precios de adquisición, las compras estarán valoradas también a precio de adquisición, pero las ventas, en un sistema especulativo desglosado, aparecen al precio de venta y no al de adquisición. En el único caso en que la expresión [10] se cumpliría también en valores monetarios sería en la hipótesis de precios constantes o, al menos, que existiera un precio de adquisi-

ción único. En dicho caso ideal, sencillamente se trataría de multiplicar ambos miembros de la expresión (10) por dicho precio de adquisición (Pa):

$$\underbrace{\left(\Delta Ex^{u.f.}\right)Pa}_{\text{Saldo Variacion de Existencias}} = \underbrace{Entradas \cdot Pa}_{\text{Saldo Compras}} - \underbrace{Salidas \cdot Pa}_{\text{Saldo Ventas}} \qquad (12)$$

Si en este contexto planteamos la contrapartida empírica de esta expresión (12) llegaremos al siguiente modelo:

$$\Delta Ex_t = \beta_0 + \beta_1 C_t + \beta_2 V_t + u_t \qquad (13)$$

En este modelo, se ha de tener la precaución de interpretar correctamente los coeficientes estimados pues, manteniendo la restricción de precios de adquisición constantes, el coeficiente β_0 estimado seguirá siendo nulo en valores monetarios, el β_1 estimado será igual a +1, pero al estar la cuenta de ventas valorada al precio de venta y no al de adquisición, el coeficiente β_2 estimado será igual a $^{-1}/_{(1+m)}$, siendo m el margen de ventas.

Llegados a este punto, de nuevo reiteramos nuestra opinión de que no se pueden incluir entre los regresores variables de la cuenta de resultados susceptibles de manipulación. Por tanto, sugerimos que las variables compras (C) y ventas (V) del modelo (13), sean sustituidas por variables no correlacionadas con el residuo, como son los respectivos flujos de caja (FCC y FCV). En esta línea, la especificación propuesta para captar el componente normal de la variación de existencias es la siguiente:

$$\Delta Ex_t = \gamma_0 + \gamma_1 FCC_t + \gamma_2 FCV_t + v_t \qquad (14)$$

Donde se ha de tener la precaución de interpretar correctamente los coeficientes, teniendo en cuenta la relación entre las variables empleadas en este modelo (14) (flujos de caja), y las variables de partida del modelo (13) (flujos de resultados) que se obtenía en el subapartado 2.1. (λ_v).

2.4. Dotación a a la Amortización del Inmovilizado

De nuevo, haciendo abstracción de la agregación en la que se integra a todos los componentes de los ajustes por devengo en los modelos

existentes hasta el momento, a continuación nos centramos en el tratamiento dado exclusivamente a la dotación a la amortización, haciéndola depender del nivel de inmovilizado bruto.

$$DAI = \beta_0 + \beta_1 IMB + u \tag{15}$$

En el caso ideal en el que se mantiene constante el nivel de inmovilizado y se amortiza en base a un porcentaje constante, este modelo no admitiría constante, pues causaría multicolinealidad con el nivel de inmovilizado. Por su parte, el coeficiente β_1 que estimaríamos, sería exactamente una media ponderada de los coeficientes de amortización de cada uno de los elementos de inmovilizado presentes en la empresa[5]. En el caso de que se produzcan manipulaciones en el resultado a través de la dotación a la amortización del inmovilizado, tendremos una alteración en la variable dependiente del modelo (15), que no se verá acompañada por la variable independiente, por lo que será captada íntegramente por el residuo de la regresión.

Uno de los supuestos implícitos en los que se basan los modelos de ajustes por devengo para controlar las dotaciones a la amortización es que en todo momento se aplica el método de amortización lineal en base a un porcentaje constante. No obstante, puede darse el caso de empresas que no amorticen en base a un porcentaje constante, sino en base a otros métodos no lineales como, por ejemplo, dígitos crecientes o decrecientes. Este hecho provocaría que no fuese suficiente con la especificación previa para captar la dinámica del proceso. De hecho, si un proceso de amortización no lineal se trata de ajustar mediante un modelo puramente lineal, el ajuste que conseguirá el modelo será precisamente una amortización lineal durante el periodo de vida útil, provocando así errores sistemáticos que no provienen de la discrecionalidad contable sino de una especificación incorrecta. Por ejemplo, en caso de amortización por dígitos creciente, el ajuste lineal provocará errores negativos en los primeros ejercicios de la vida útil del bien y errores positivos en los últimos años. En caso de que el año de evento se sitúe entre los primeros años y estemos contrastando la hipótesis nula de no *earnings management* frente a la alternativa alcista, tendremos un sesgo sistemático a favor de la hipótesis nula aumentando la probabilidad de error tipo II. En caso de que el año

5. En caso de existir valor residual, sencillamente la estimación del modelo obtiene la media ponderada por las bases de amortización reduciendo el coeficiente a aplicar sobre los precios de adquisición que integran la variable independiente.

de evento esté al final de la vida útil incurrimos sistemáticamente en un sesgo a favor de la hipótesis alternativa, que aumenta la probabilidad de error tipo I. El mismo caso se puede analizar de forma simétrica combinando la amortización por dígitos o, en general, cualquier amortización no lineal, creciente o decreciente, con alternativas de *earnings management* alcista o bajista, incurriendo en todos los casos en errores de especificación que sesgan sistemáticamente los contrastes.

La solución que planteamos para corregir este problema de especificación consiste en introducir un término de tendencia que captaría los procesos de amortización variable. En este sentido, se plantea la siguiente especificación:

$$DAI = \beta_0 + \beta_1 IMB + \beta_2 t + u \tag{16}$$

En caso de que se aplicara el modelo sobre una compañía que empleara un método de amortización variable, el ajuste que obtendría el modelo (16) concentraría toda la significatividad en el coeficiente de la tendencia con un β_2 igual a la cuota por dígito. En caso de que se combinen métodos de amortización constante para un tipo de activos de la empresa (o para determinadas empresas del grupo consolidado) y amortización variable para otros, el modelo (16) capta a través del primero de los regresores el proceso lineal y a través de la tendencia capta el proceso variable, tanto creciente como decreciente.

2.5. Otros Ajustes por Devengo

En el apartado primero del trabajo, a la hora de presentar la definición indirecta de la variable ajustes por devengo totales, determinadas partidas se englobaron bajo el epígrafe de "otros ajustes por devengo" para formar parte de la quinta y última de las ecuaciones del sistema planteado al final de dicho apartado. No obstante, por los motivos que se expondrán a continuación, dichas partidas quedarán excluidas del proceso de modelización. Esto no implica que no se consideren susceptibles de discrecionalidad contable sino, sencillamente, que es difícil encontrar variables observables para un investigador externo que permitan controlar con éxito su comportamiento normal. El caso más representativo es el de las provisiones para riesgos y gastos. En estos

casos estamos ante un instrumento óptimo para el *earnings management* por lo que, pese a que no se trate de modelizar, es fundamental observar su comportamiento en torno a la fecha de evento.

Haciendo una referencia al mundo profesional, las normas técnicas de auditoría establecen que la evidencia de auditoría se debe obtener a través de pruebas de cumplimiento y sustantivas, mediante diversos métodos entre los que cita las técnicas de examen analítico. Si atendemos a la Resolución del ICAC de 20 de junio de 2000, por la que se hace pública la Norma Técnica de Auditoría sobre "procedimientos analíticos", veremos que en dicha norma se establece lo siguiente:

*"Las técnicas de examen analítico consisten en la **comparación** de los importes registrados con las **expectativas** desarrolladas por el auditor al evaluar las **interrelaciones** que razonablemente puedan esperarse entre las distintas **partidas** de la **información financiera** auditada (estudio de los índices y tendencias más significativas, investigación de variaciones y transacciones atípicas, **análisis de regresión**, cálculos globales etc."*

En este sentido, los modelos de ajustes por devengo no son más que una técnica de examen analítico que se adapta perfectamente a la definición expuesta en la citada Norma Técnica. En cierto modo, dado que los investigadores sólo disponemos de información externa para detectar posibles alteraciones en el resultado, nos vemos limitados forzosamente a la aplicación de técnicas analíticas con la información financiera disponible. Sin embargo, este tipo de técnicas de revisión analítica y cálculos globales no son aplicables en todas las partidas de unas cuentas anuales sino que, en función de su naturaleza y de la posibilidad de establecer las interrelaciones entre variables a las que hace referencia la norma técnica, se podrán aplicar con determinada solvencia o serán rechazadas de entrada. De este modo, en los temas de provisiones para riesgos y gastos, así como el resto de partidas que entrarían como "otros ajustes por devengo" se ha optado por no proceder a su modelización.

3. CONTRAPARTIDA EMPÍRICA: ESPECIFICACIÓN PROPUESTA

En el apartado previo, cada una de las ecuaciones de este sistema genérico se ha ido tratando para establecer una especificación adecua-

da que captara, en la medida de lo posible, el comportamiento normal de las respectivas variables dependientes, sin entrar en cuestiones relativas a la estimación de los modelos. No obstante, determinados aspectos técnicos relacionados con los procedimientos de estimación de los modelos, son también relevantes a la hora de plantear la especificación final que constituya el modelo de ajustes por devengo anormales que se propone en el presente trabajo, por lo que en son abordadas a continuación.

En este caso, dada la desagregación propuesta, se podría plantear la posibilidad de tratar el modelo como un sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas, cuyo enlace pudiera venir a través de una correlación cruzada entre los residuos de las regresiones. En caso de que dicha correlación fuese nula, la estimación del sistema coincidiría con la estimación por separado de cada una de las ecuaciones. Si se estiman por separado las ecuaciones cuando realmente exista correlación cruzada entre los residuos, tendremos un problema de eficiencia pues no se estará empleando toda la información disponible, aunque las estimaciones seguirán siendo insesgadas. En cualquier caso, si se estima un sistema de ecuaciones para cada empresa tendríamos estimaciones con $T \leq 10$ dado que en España sólo podemos contar con datos contables homogéneos desde la reforma contable de 1990, por lo que se tiene que descartar todo enfoque de serie temporal.

Si se observa la estructura que proporcionan las bases de datos de estados financieros, estamos ante un grupo de empresas observadas en distintos momentos del tiempo, con la peculiaridad de que N es grande y T es pequeña. Concretamente, para cada variable contable disponemos de un micropanel que abre nuevas posibilidades de mejorar la estimación de los modelos. Por tanto, el enfoque que adoptaremos será la estimación por separado de cada uno de los micropaneles que plantean las cuatro ecuaciones de ajustes por devengo modelizados. En este contexto, se tratarán de explotar las dimensiones de sección cruzada y serie temporal, por lo que es necesario plantear una serie de reflexiones sobre las implicaciones que este procedimiento pueda inducir en la estimación de los modelos.

Por una parte, al introducir la sección cruzada en el análisis, se debe tener en cuenta que los coeficientes de los modelos serán en realidad una media ponderada de todas las empresas que intervengan en las estimaciones. Por tanto, se hace imprescindible estratificar adecuadamente las muestras, para evitar los errores de especificación que implicaría asumir la hipótesis de que los coeficientes son iguales para

todas las empresas y sectores. Esta limitación inherente a la sección cruzada, se podría paliar introduciendo variables binarias sectoriales de forma que se estimara un coeficiente medio ponderado de amortización distinto para cada sector. Con esta especificación, implícitamente asumimos que las empresas de un mismo sector siguen pautas similares. Este supuesto podría verse puntualmente alterado cuando existieran diferencias intrasectoriales significativas pero, en cualquier caso, es mejor que estimar coeficientes iguales para todos los sectores.

Por otra parte, en relación a la dimensión temporal, las exigencias para poder explotar mínimamente los micropaneles no son excesivas, por lo que no se limitan en este aspecto las posibilidades del estudio, ni habrá graves sesgos de supervivencia. Sin embargo, los problemas de estacionariedad en los parámetros siempre planearán sobre los modelos de ajustes por devengo. Este tipo de limitaciones se tratan de paliar con la introducción de variables binarias anuales que capten posibles cambios estructurales en cada modelo. Adicionalmente, se introduce una variable de tendencia en los modelos en los que aparecen cuentas relacionadas con compras y ventas para tratar de extraer las posibles tendencias lineales inherentes a estas variables, así como para mitigar los efectos de la inflación sobre la valoración de los inventarios.

En relación al método de estimación más adecuado para los modelos de ajustes por devengo, el problema de simultaneidad adquiere especial relevancia. Dicho problema venía dado por la presencia de variables no ortogonales entre los regresores y ya ha sido abordado, en ese aspecto, planteando variables de control que sean inmunes ante la manipulación. No obstante, si tenemos en cuenta los datos con los que se trabaja en el campo del *earnings management*, es más que probable que las variables explicativas que se introduzcan en el modelo estén correlacionadas con el residuo que engloba infinidad de motivos no considerados. Por tanto, al margen de las variables que cada autor proponga, el problema de endogeneidad seguirá estando presente, en mayor o menor medida, en la estimación del componente anormal de los ajustes por devengo.

Ante todos estos problemas, en la literatura relacionada con los ajustes por devengo, se ha planteado la solución clásica del método de las variables instrumentales. No obstante, el éxito de dicha metodología está subordinado al empleo de buenos instrumentos en el sentido de estar altamente correlacionados con las variables explicativas originales y no estar correlacionados con el residuo. Este punto es, en

todos los casos, muy problemático y muestra de ello es que los dos trabajos que han aplicado la metodología de variables instrumentales, han diferido en la idoneidad de los instrumentos ante la posible correlación con los regresores. En Kang y Sivaramakrishnan (1996) se emplean el segundo y tercer retardo de las variables explicativas. Sin embargo, McCulloch (1998) plantea que la reversión de los ajustes por devengo discrecionales puede abarcar más de un ejercicio, por lo que no son válidos dichos instrumentos. Adicionalmente, McCulloch (1998) plantea la hipótesis de persistencia en el *earnings management* provocado por prácticas de alisamiento de beneficios[6] que plantea serias dudas sobre el empleo de retardos en las variables explicativas como instrumentos óptimos en la estimación de los modelos.

Llegados a este punto, planteamos la solución propuesta por los datos de panel para abordar los problemas de endogeneidad en general, a través de la introducción de un componente de heterogeneidad inobservable en los modelos. Si partimos de una representación genérica de un modelo con datos de panel tenemos que:

$$Y_{it} = X'_{it}\beta + \underbrace{\eta_i + u_{it}}_{\varepsilon_{it}} \tag{17}$$

Donde, Y_{it} se puede asimilar a cualquiera de los ajustes por devengo para la empresa i en el ejercicio t, X_{it} es el vector que aglutina los k regresores que tratan de controlar el comportamiento normal de la variable dependiente, η_i es un componente de heterogeneidad inobservable que caracteriza a la empresa i y u_{it} es el residuo del modelo que trata de emplearse como proxy de discrecionalidad.

La estimación de los modelos que no contemple la existencia de dicho componente η_i , en realidad está estimando con un residuo ε_{it}

6. Concretamente en el caso español, el alisamiento de beneficios en una práctica cuya existencia ha quedado contrastada en diversos mercados y sectores, empleando metodologías muy distintas. Por su parte, Pina (1988), Gabás y Pina (1991), Apellániz (1992) aplican la metodología de Ronen y Sadan (1981) tratando de extraer una tendencia lineal a los instrumentos de alisamiento así como al resultado para, posteriormente, regresar los residuos de la regresión del resultado sobre los de los instrumentos de alisamiento para ver si existe una relación significativa entre ambas magnitudes. Por otro lado, Saurina (1999), emplea un modelo de accruals individualizado tratanto de observar si los movimientos del instrumento de alisamiento (provisión para insolvencias en las cajas de ahorro) vienen motivados por los movimientos de la cifra de beneficios, después de controlar las posibles variables que podrían influir en el citado instrumento como nivel de morosidad, perfil de riesgo y expectativas sobre la evolución futura de la economía. Finalmente, Poveda e Íñiguez (2001) utilizan la relación de los coeficientes de variación planteada por Eckel (1981) comparando la variabilidad del beneficio antes de impuestos con la de una medida robusta que trata de excluir posibles partidas discrecionales. En todos estos trabajos, pese a sus distintos planteamientos, se concluye la existencia de prácticas de alisamiento entre las compañías cotizadas en el mercado español.

que no cumple el supuesto de ortogonalidad con las variables explicativas del modelo, provocando problemas de endogeneidad que nos llevan a la inconsistencia de las estimaciones. Dichos problemas no pueden mitigarse con retardos como variables instrumentales, pues todos ellos seguirán estando correlacionados con el residuo compuesto de ε_{it} a través de la persistencia del componente de heterogeneidad. En los modelos de ajustes por devengo, dicho componente η_i recogería una serie de características propias de la empresa que no son observables en sí mismas, o no son identificadas por el investigador y que pueden estar correlacionadas con el residuo u_{it} que trata de emplearse como proxy de discrecionalidad. Podríamos citar características propias de cada empresa como un sistema de control interno más o menos efectivo que permita menor o mayor grado de discrecionalidad sobre la variable dependiente en cuestión. O bien, podría asociarse a la mayor o menor aversión al riesgo de los directivos de la empresa a que la discrecionalidad ejercida sea detectada en los procesos de auditoría y cause efectos negativos en su remuneración, status directivo etc. Todos estos motivos pueden estar correlacionados con los regresores, por lo que cada una de las ecuaciones que forman el modelo de ajustes por devengo que se plantea en este trabajo, se estimará como un modelo de efectos fijos de forma que la especificación última del modelo propuesto, es la siguiente[7]:

$$\left.\begin{aligned}
V_{it} &= \alpha+\beta_1 FCV_{it}+\beta_2 t+\sum_{j=3}^{T} DY_j\left(\gamma_j FCV_{it}+\delta_j t\right)+\sum_{s=2}^{S} DS_s\left(\lambda_s FCV_{it}+\mu_s t\right)+\psi_i+\upsilon_{it}\\
C_{it} &= \alpha+\beta_1 FCC_{it}+\beta_2 t+\sum_{j=3}^{T} DY_j\left(\gamma_j FCC_{it}+\delta_j t\right)+\sum_{s=2}^{S} DS_s\left(\lambda_s FCC_{it}+\mu_s t\right)+\phi_i+\omega_{it}\\
\Delta Ex_{it} &= \alpha+\beta_1 FCC_{it}+\beta_2 FCV_{it}+\beta_3 t+\sum_{j=3}^{T} DY_j\left(\gamma_j FCC_{it}+\pi_j FCV_{it}+\delta_j t\right)+\sum_{s=2}^{S} DS_s\left(\lambda_s FCC_{it}+\varphi_s FCV_{it}+\mu_s t\right)+\theta_i+\varpi_{it}\\
DAI_{it} &= \alpha+\beta_1 IMB_{it}+\beta_2 t+\sum_{j=2}^{T} DY_j\left(\gamma_j IMB_{it}+\delta_j t\right)+\sum_{s=2}^{S} DS_s\left(\lambda_s IMB_{it}+\mu_s t\right)+\eta_i+u_{it}
\end{aligned}\right\} \quad (18)$$

En cuanto a la interpretación de los coeficientes, los de la familia α y β han sido comentados en el subapartado previo de modelización. Con la introducción de las variables binarias anuales y sectoriales, dichos coeficientes se convierten en los parámetros de la categoría base, debiendo interpretarse el resto de los coeficientes como incrementos respecto de dicha categoría. De este modo, los de la familia γ, δ y π se deben interpretar como incrementos anuales respecto del ejercicio asumido como categoría base, que vendría dado

7. Se debe tener en cuenta que no todas las ecuaciones tienen los mismos coeficientes pese a que, para simplificar la notación, se hayan expresado empleando los mismos símbolos.

por el segundo ejercicio en la primera de las ecuaciones, y el segundo en el resto por la intervención de variables en primeras diferencias para el cálculo de los flujos de caja. En el caso de los coeficientes de las familias λ, μ y φ se trata de incrementos sectoriales respecto de la industria tomada como categoría base, que en todas las ecuaciones será el primero de los sectores. Por último los términos η_i, ψ_i, ϕ_i y θ_i representan los componentes de heterogeneidad inobservable correlacionada de cada uno de los modelos.

4. VERSIONES DE PANEL DERIVADAS DE JONES (1991)

Antes de pasar a la evaluación empírica, en el presente apartado se presentan los rasgos básicos de la alternativa clásica al modelo propuesto, derivada del modelo de Jones (1991). Siguiendo la línea propuesta por Kaplan (1985), en el trabajo de Jones (1991), se presenta el siguiente modelo de expectativas:

$$\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = \alpha_i \left(\frac{1}{A_{it-1}} \right) + \beta_{1i} \left(\frac{\Delta V_{it}}{A_{it-1}} \right) + \beta_{2i} \left(\frac{IMB_{it}}{A_{it-1}} \right) + \varepsilon_{it} \qquad (19)$$

Donde, TA_{it}: ajustes por devengo totales en el año t para la empresa i, A_{it-1}: activo total de la empresa i al inicio del año t, ΔV_{it}: ventas del año t menos ventas del año t-1 para la empresa i, IMB_{it}: volumen de activos brutos depreciables en el año t para la empresa i, ε_{it}: término de error del año t para la empresa i, i= 1,...,N índice de empresas y t= 1,...,T_i índice de años que forman el periodo de estimación.

La presencia del cambio en la cifra de negocios como variable explicativa en el modelo (19) tiene por objeto controlar los cambios en cuentas integrantes del capital circulante, como las cuentas a cobrar, cuentas a pagar e inventarios. Por tanto, se asume que los cambios el capital circulante que no vienen dados por cambios en el nivel de actividad, se deben al ejercicio de la discrecionalidad contable de los directivos. El signo esperado para esta variable en un modelo agregado como el de Jones (1991) no está claro, ya que un cambio positivo en las ventas puede provocar aumentos en cuentas que afectan positivamente al capital circulante (ej. cuentas a cobrar) y también en cuentas que le afectan negativamente (ej. cuentas a pagar). Por su parte, la variable nivel de inmovilizado depreciable, se incluye como variable explicativa para controlar la porción de los ajustes por devengo totales relacionada con la parte no discrecional de la amor-

tización. El signo esperado para el coeficiente β_2 asociado a esta variable es negativo ya que un aumento del inmovilizado depreciable implica un aumento de las amortizaciones, que son un componente negativo de los ajustes por devengo.

Con esta especificación, Jones (1991) estima los ajustes por devengo discrecionales como el error de predicción del modelo de expectativas (19) comentado anteriormente. Es decir, el modelo de ajustes por devengo no discrecionales propuesto es el siguiente:

$$NAEST_{i\tau} = \hat{\alpha}_i\left(\frac{1}{A_{i\tau-1}}\right) + \hat{\beta}_{1i}\left(\frac{\Delta V_{i\tau}}{A_{i\tau-1}}\right) + \hat{\beta}_{2i}\left(\frac{IMB_{i\tau}}{A_{i\tau-1}}\right) \qquad (20)$$

Donde $NAEST_{i\tau}$ son los ajustes por devengo no discrecionales deflactados estimados para la empresa i en el periodo de evento τ para el que se hace la predicción, y $\hat{\alpha}_i$, $\hat{\beta}_{1i}$, $\hat{\beta}_{2i}$ son los coeficientes estimados del modelo (19) con datos del periodo de estimación.

4.1. Cahan (1992): Versión de Panel I de Jones (1991)

El trabajo de Cahan (1992) se basa en el modelo de Jones (1991), pero no se plantea un análisis en serie temporal sino que agrupa las observaciones en una serie longitudinal de datos año-empresa. Con estos datos, el modelo puede captar un efecto temporal que sería común para todas las empresas en cada año y que diferiría entre años, y un efecto empresa que sería el mismo para cada empresa en concreto a lo largo de todos los años y que diferiría entre empresas. Estos efectos se introducirán en el modelo de Jones (1991) a través de variables binarias con el objeto principal de reducir el impacto de variables omitidas que serían captadas en parte por los efectos temporal y empresa. El modelo propuesto por Cahan (1992) es el siguiente:

$$\frac{TA_{it}}{A_{it}} = \beta_0\left(\frac{1}{A_{it}}\right) + \beta_1\left(\frac{\Delta V_{it}}{A_{it}}\right) + \beta_2\left(\frac{IMB_{it}}{A_{it}}\right) + \beta_3 DY_{i1} + \beta_4 DY_{i2} + \ldots\ldots + \beta_{T+2} DY_{iT} \qquad (21)$$

$$+\beta_{T+3} FIRM_{1t} + \beta_{T+4} FIRM_{2t} + \ldots\ldots + \beta_{T+N+2} FIRM_{Nt} + \varepsilon_{it}$$

Donde, TA_{it}: ajustes por devengo totales en el año t para la empresa i, ΔV_{it} : ventas del año t menos ventas del año t-1 para la empresa i, IMB_{it}: volumen de activos brutos depreciables en el año t para la empresa i, A_{it}: activo total de la empresa i en el año t, DY_{it}: dummy que toma el valor 1 para el año t y 0 para el resto, $FIRM_{it}$: dummy

que toma el valor 1 para la empresa i ε_{it} y 0 para el resto, : término de error del año t para la empresa i, i= 1,...,N índice de empresas y t= 1,...,T índice de años.

Las variables efecto empresa y efecto temporal combinadas definen un único intercepto que varía para cada observación empresa-año. Por tanto el modelo se puede expresar del siguiente modo:

$$\frac{TA_{it}}{A_{it}} = \alpha_{it} + \beta_0\left(\frac{1}{A_{it}}\right) + \beta_1\left(\frac{\Delta V_{it}}{A_{it}}\right) + \beta_2\left(\frac{IMB_{it}}{A_{it}}\right) + \varepsilon_{it} \tag{22}$$

Donde,

$$\underbrace{\alpha_{it} = \beta_3 DY_{i1} + \beta_4 DY_{i2} + ... + \beta_{T+2} DY_{iT}}_{\text{Efecto temporal}} + \underbrace{\beta_{T+3} FIRM_{1t} + \beta_{T+4} FIRM_{2t} + ... + \beta_{T+N+2} FIRM_{Nt}}_{\text{Efecto empresa}}$$

Este modelo se puede considerar como una versión del modelo de Jones (1991) y por tanto son aplicables los mismos comentarios que se planteaban más arriba. Como aportación, el modelo de Cahan (1992) trata de mejorar la estimación de los coeficientes ya que el intercepto específico de cada observación puede captar parte de las variables omitidas en el modelo original y, por tanto, mitiga el sesgo que potencialmente pudieran provocar dichas variables en la estimación posterior del coeficiente indicativo de *earnings management* (expresión (25)).

4.2 Boynton, Dobbins y Plesko (1992): Versión de Panel II de Jones (1991)

En la misma línea que el trabajo anterior, Boynton, Dobbins y Plesko (1992) se basan en el modelo de Jones (1991) para desarrollar una versión propia que pretende mejorar la estimación del componente no discrecional de los ajustes por devengo y que, por tanto, mitigue los problemas ocasionados por el error de medida que se atribuyen a los modelos de ajustes por devengo. El modelo presentado por estos autores es el siguiente:

$$\begin{aligned}
&\left(\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} - \mu_{\frac{TA}{A},i}\right) = \beta_1\left(\frac{\Delta V_{i,t}}{A_{i,t-1}} - \mu_{\frac{\Delta V}{A},i}\right) + \beta_2\left(\frac{IMB_{i,t}}{A_{i,t-1}} - \mu_{\frac{IMB}{A},i}\right) + \\
&\beta_3\left(\frac{\Delta V_{i,t}}{A_{i,t-1}} - \mu_{\frac{\Delta V}{A},i}\right) LARGE + \beta_4\left(\frac{IMB_{i,t}}{A_{i,t-1}} - \mu_{\frac{IMB}{A},i}\right) LARGE + \\
&\beta_5\left(\frac{\Delta V_{i,t}}{A_{i,t-1}} - \mu_{\frac{\Delta V}{A},i}\right) SMALL + \beta_6\left(\frac{IMB_{i,t}}{A_{i,t-1}} - \mu_{\frac{IMB}{A},i}\right) SMALL + \varepsilon_{i,t}
\end{aligned} \tag{23}$$

Donde, TA_{it}: ajustes por devengo totales en el año t para la empresa i, A_{it-1} : activo total de la empresa i al inicio del año t, ΔV_{it} : ventas del año t menos ventas del año t-1 para la empresa i, IMB_{it}: volumen de activos brutos depreciables en el año t para la empresa i, LARGE: variable binaria que toma el valor 1 para las empresas grandes de cada sector y cero para el resto, SMALL: variable binaria que toma el valor 1 para las empresas pequeñas de cada sector y cero para el resto, $\mu_{X,i}$: media de la variable X para la empresa i en el periodo de estimación, ε_{it} : término de error del año t para la empresa i, i= 1,...,N índice de empresas y t= 1,...,T_i índice de años que forman el periodo de estimación.

La regresión en desviaciones no tiene un intercepto explícito, en su lugar la media específica de cada empresa actúa como intercepto específico. Por tanto, una vez estimado el modelo anterior en el periodo de estimación, la media específica para cada empresa en dicho periodo de los ajustes por devengo totales deflactados, junto con los coeficientes sectoriales estimados se emplean para predecir el componente no discrecional de los ajustes por devengo en el periodo de evento. La fórmula general para la empresa i en el año de evento τ es la siguiente:

$$NAEST_{i,\tau} = \mu_{\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}},i} + (\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_3 LARGE + \hat{\beta}_5 SMALL)\frac{\Delta V_{i,\tau}}{A_{i,\tau-1}} + (\hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_4 LARGE + \hat{\beta}_6 SMALL)\frac{IMB_{i,\tau}}{A_{i,\tau-1}} \quad (24)$$

Por tanto, estamos ante una nueva versión del modelo de Jones (1991) en la que, en lugar de emplear coeficientes específicos para cada empresa, se emplean interceptos específicos y coeficientes sectoriales en los que se permite variación entre empresas grandes y pequeñas.

5. EVALUACIÓN EMPÍRICA: ESPECIFICACIÓN Y POTENCIA

En este apartado se presenta la parte empírica del trabajo en la que se analiza el funcionamiento del modelo planteado en los apartados anteriores, junto con las dos versiones existentes para datos de panel del modelo de Jones (1991) que plantearon Cahan (1992) y Boynton, Dobbins y Plesko (1992). Para el contraste de *earnings management.* se toma, como punto de partida, la descomposición de la variable observable ajustes por devengo sus dos componentes normal y anormal. En base a dicha partición, los contrastes de *ear-*

nings management se basan en el siguiente modelo:

$$AA_{it} = \alpha + \beta PART_{it} + \varepsilon_{it} \quad (25)$$

Donde AA_{it} son los ajustes por devengo anormales o discrecionales, $PART_{it}$ es una variable binaria que particiona la muestra en dos subgrupos tomando el valor 1 para las observaciones en las que el investigador espera a priori que exista *earnings management* y 0 para el resto, y ε_i es un término de error aleatorio. Dado que se ha establecido como categoría base a las observaciones en las que no se supone *earnings management*, α es el valor medio de los AA para las observaciones "limpias", y $\alpha+\beta$ es el valor medio de los AA del subgrupo de empresas para las que el investigador supone *earnings management*. Por tanto β mide la variación de los ajustes por devengo anormales medios de un grupo respecto del otro. La hipótesis nula de no existencia de *earnings management* como respuesta al estímulo identificado por el investigador, será rechazada si el coeficiente estimado para la variable PART es estadísticamente significativo y tiene el signo esperado según el estímulo concreto planteado. Esto implicaría que, por término medio, existen mayores (si $\beta>0$) o menores (si $\beta<0$) ajustes por devengo discrecionales en las empresas en las que se planteaba la presencia de *earnings management* con respecto a la categoría base.

5.1. Datos Empleados en el Estudio Empírico

Los datos de partida para la elaboración del estudio empírico provienen de los estados financieros oficiales consolidados que las sociedades emisoras de valores han presentado a la CNMV en los ejercicios 1991-1997[8]. También se ha replicado el estudio sobre los estados financieros consolidados no auditados presentados provisionalmente a la CNMV, abarcando en este caso el periodo 1991-2000[9]. El motivo de centrarse en las cuentas oficiales, pese a que el número de observaciones sea más reducido, se debe a las diferencias en la agregación de partidas de las bases de datos de la CNMV a la hora de sistemati-

8. En el Anexo II se pueden consultar el planteamiento y las expresiones de los modelos de Cahan (1992) y Boynton, Dobbins y Plesko (1992).

9. Se excluyen las sociedades financieras y aseguradoras por tener un proceso de formación y reversión en los ajustes por devengo de naturaleza muy distinta al resto de sociedades.

zar la información. En este sentido, el nivel de desagregación y riqueza de la información es muy superior en la base de datos auditados. Este hecho repercute de manera crucial en las pruebas a realizar en este trabajo debido a que, en los estados financieros "provisionales", no aparece el nivel de inmovilizado bruto que se requiere como variable de control en todos los modelos de ajustes por devengo analizados.

Una vez disponible la población de empresas y años señalada en el párrafo anterior, se aplican determinados filtros. En primer lugar, se eliminan todas aquellas observaciones empresa-año que presentan un importe nulo en la cifra de negocios para no incluir empresas en situación de inactividad. La razón de eliminar estas observaciones está en evitar que empresas que atraviesen situaciones anormales no intervengan en las muestras de estimación, pues el objetivo en primera instancia es tratar de estimar el comportamiento normal de los ajustes por devengo. En segundo lugar, se exige que en cada combinación sector-año haya un mínimo de tres observaciones, eliminando todas aquellas observaciones empresa-año que estuvieran presentes en un cluster sector-año de una o dos observaciones. A su vez, ya que intervienen variables en primeras diferencias, en cada empresa se exige un mínimo de cuatro observaciones consecutivas en serie temporal, de modo que se garanticen un mínimo de tres observaciones en corte temporal.

Con estos filtros, la muestra final queda compuesta por 110 empresas y abarca un espectro de 15 sectores según la clasificación sectorial de la CNMV a tres dígitos que aportan un total de 690 observaciones empresa-año, lo cual implica una media de 6.27 observaciones para cada empresa. A continuación, en la tabla I podemos observar que la muestra permite la estimación de parámetros sectoriales con un rango de observaciones que va desde 18 hasta 103 observaciones empresa-año. A su vez, en la intervención de parámetros anuales se puede disponer de un rango de observaciones en la estimación desde 81 hasta 110 observaciones empresa-año. (Tabla I)

5.2. Análisis de Especificación: Simulación de Errores Tipo I

Para calibrar la especificación de los contrastes de *earnings management* basados en los ajustes por devengo anormales estimados mediante los diversos modelos, se analiza la frecuencia de errores tipo

Tabla 1:
Composición de la muestra: sectores y años

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	Total sector
Petróleo	3	3	3	3	3	3	0	**18**
Energía Eléctrica	7	8	8	9	9	9	9	**59**
Agua y Gas	3	3	3	3	3	3	3	**21**
Metálicas Básicas	4	4	4	4	4	3	3	**26**
Cemento	9	9	9	9	8	8	8	**60**
Vidrio y Material de Construcción	3	3	3	3	3	3	3	**21**
Industria Química	6	7	7	7	7	5	5	**44**
Automóvil y Otro Material de Transporte	3	3	3	3	3	0	0	**15**
Otras Industrias de Transformación de Metales	12	13	13	13	12	9	9	**81**
Alimentación, Bebidas y Tabaco	15	15	16	17	16	12	12	**103**
Papel y Artes Gráficas	3	3	3	3	3	3	0	**18**
Otras Industrias Manufactureras	5	5	5	5	5	4	4	**33**
Construcción	9	9	9	9	7	7	7	**57**
Comercio y Otros servicios	6	8	8	8	8	8	8	**54**
Inmobiliarias	11	11	13	14	11	10	10	**80**
Total año	**99**	**104**	**107**	**110**	**102**	**87**	**81**	***690***

I en dichos contrastes, llevados a cabo a distintos niveles de significación, de forma que se compara el tamaño real observado en los contrastes empíricos con el tamaño nominal fijado en cada caso. Se trata en definitiva de estimar la probabilidad que existe de atribuir incorrectamente prácticas de manipulación de beneficios a empresas totalmente limpias, lo que obviamente supondría un grave error. Dichas pruebas se basan en el diseño experimental que se describe a continuación:

- Partiendo de las T*x*N observaciones empresa-año que componen la muestra total correspondiente, se extrae una muestra aleatoria de 50 observaciones empresa-año sin reemplazamiento. A estas 50 observaciones se les asigna PART=1 en la variable binaria de partición. La selección aleatoria tiene su origen en la generación de números pseudo-aleatorios a partir de una distribución uniforme [0,1] basándose en el algoritmo KISS de 32-bit propuesto por Marsaglia en la versión 7.0 del programa Intercooled Stata. En cuanto al tamaño de las muestras aleatorias extraídas que se decide por el investigador, se ha analizado la sensibilidad ante distintos tamaños de muestra para asegurar la fiabilidad del estudio obteniendo resultados similares en

todos los casos. A su vez, en relación al procedimiento de selección aleatoria se ha replicado el estudio con y sin reemplazamiento, y se ha ido alterando la semilla del generador de números aleatorios sin que los resultados se vean alterados en absoluto. De este modo, se asegura la incorrelación de la variable de partición con posibles variables omitidas en la estimación del proxy de discrecionalidad y que podrían distorsionar el contraste del parámetro beta. Adicionalmente, la asignación aleatoria de la variable de partición a una muestra compuesta por el panel completo, asegura que la hipótesis nula de no *earnings management* sea cierta tal y como requiere el análisis de error tipo I. Podría darse el caso de que se diera la presencia de *earnings management* en alguna empresa de la muestra, sin embargo, la extracción aleatoria de submuestras de empresas en las 1000 iteraciones asegura el cumplimiento de dicho requisito por término medio.

- Llegados a este punto se estiman los tres modelos evaluados empleando las (T*x*N-50) observaciones empresa-año fuera de evento. Las observaciones a las que aleatoriamente se ha asignado PART=1 no intervendrán en la estimación de los modelos, ya que especificación y potencia están analizadas en base a las mismas muestras aleatorias. En este contexto, el proxy de discrecionalidad concreto viene dado por el residuo de las estimaciones para aquellas observaciones empresa-año fuera de evento, mientras que se trata de errores de predicción en las asignadas por el investigador como observaciones de evento.
- Una vez se ha estimado el componente anormal de los ajustes por devengo según cada uno de los modelos, se plantea el contraste de *earnings management* para cada uno de ellos. Dado el procedimiento de estimación descrito en el párrafo previo, las observaciones de la categoría base y las observaciones de la categoría de evento no pueden tener la misma varianza, rompiendo así el supuesto de idéntica distribución implícito en un contraste de diferencia de medias convencional basado en una t de Student. En este contexto, para el contraste de la hipótesis de igualdad de medias entre los subgrupos PART=0 y PART=1 que implica la expresión (25) cuando las varianzas poblacionales de ambos grupos son desconocidas y se asumen distintas, el estadístico de contraste viene dado por la siguiente expresión:

$$t^* = \frac{\overline{DAP_0} - \overline{DAP_1}}{\sqrt{\frac{s^2_{DAP_0}}{n_0} + \frac{s^2_{DAP_1}}{n_1}}} \rightarrow t - Student \text{ con g.l. } \lambda = \frac{\left(\frac{s^2_{DAP_0}}{n_0} + \frac{s^2_{DAP_1}}{n_1}\right)^2}{\frac{\left(s^2_{DAP_0} / n_0\right)^2}{n_0 - 1} + \frac{\left(s^2_{DAP_1} / n_1\right)^2}{n_1 - 1}} \quad (26)$$

Donde $\overline{DAP_j}$: Media muestral de los ajustes por devengo anormales estimados para el subgrupo j; $s^2_{DAP_0}$: Varianza muestral de los ajustes por devengo anormales estimados para el subgrupo j ; n_j: número de observaciones del subgrupo j; j=0 ó 1.

En este contraste se permiten distintas varianzas para los grupos PART=0 y PART=1 pero, dentro de cada uno de los grupos, todas las observaciones están restringidas a una misma varianza. Ante la posibilidad de que se rompa el supuesto implícito de homoscedasticidad intragrupos, se presenta un contraste complementario permitiendo que todas las observaciones puedan tener distinta varianza. Esta consideración nos llevaría a contrastar el parámetro del modelo (25) empleando el estimador robusto de la varianza de Huber (1967)/White (1980) consistente ante heteroscedasticidad. También se ha de tener en cuenta que en dicho contraste se estaría asumiendo independencia entre las TxN observaciones de la muestra. Sin embargo, las observaciones de un mismo individuo, en este caso empresa, no serían independientes entre sí, aunque sí lo fueran respecto al resto de observaciones. A estos efectos la muestra debería dividirse en N grupos de observaciones que son independientes entre sí, aunque sin asumir independencia dentro de cada uno de ellos. En este caso la estimación de la varianza se basa en el desarrollo planteado por Rogers (1993) como generalización de la varianza de Huber (1967) y formando clusters por empresa.

El error tipo I se define como la probabilidad de rechazar la hipótesis nula de "no *earnings management*" cuando realmente es cierta. Por tanto, dado que la variable de partición ha sido asignada aleatoriamente, efectivamente la hipótesis nula será cierta, por construcción. De este modo, al replicar las etapas descritas en cada una de las 1000 iteraciones que componen la simulación, se van contabilizando los rechazos observados para obtener una estimación del tamaño real de los contrastes. Es importante señalar que todos los contrastes se llevan a cabo en cada iteración sobre la misma muestra aleatoria para todos los estimadores de ajustes por devengo anormales De este

modo, se asegura la comparabilidad entre las frecuencias observadas para cada uno de los tres modelos analizados.

Tabla II:

Análisis de Especificación: Simulación de Errores Tipo I

ch: modelo de Cahan (1992); bp: modelo de Boynton, Dobbins y Plesko (1992); amhi: modelo propio de amortización; vthi: modelo propio de ventas; cphi: modelo propio de compras; vehi: modelo propio de variación de existencias; fphi: agregación de los ajustes por devengo anormales según modelo propio

	Contraste bilateral		Contraste cola derecha		Contraste cola izquierda	
	5%	1%	5%	1%	5%	1%
Panel A: Varianzas distintas en función de la variable de partición						
ch	3.8%	0.6%	2.5%	0.3%	5.7%	1.3%
bp	3.2%	0.5%	4.7%	0.0%	4.2%	0.8%
amhi	3.4%	0.5%	4.4%	0.6%	4.6%	0.4%
vthi	4.7%	0.5%	5.1%	0.8%	4.0%	0.4%
cphi	4.7%	1.0%	5.6%	1.2%	3.8%	0.4%
vehi	4.2%	0.2%	5.1%	0.5%	4.1%	0.6%
fphi	4.5%	0.7%	4.9%	1.3%	3.8%	0.5%
Panel B: Varianzas distintas para cada compañía presente en la muestra						
ch	5.6%	1.4%	3.2%	0.4%	7.0%	1.6%
bp	4.0%	0.8%	5.8%	0.2%	5.0%	0.9%
amhi	4.9%	0.8%	5.3%	1.1%	5.7%	0.5%
vthi	5.9%	1.0%	5.6%	1.2%	5.1%	0.7%
cphi	5.7%	1.3%	6.5%	1.4%	4.6%	0.6%
vehi	5.3%	0.8%	5.6%	1.1%	5.1%	0.7%
fphi	5.4%	1.4%	5.8%	1.6%	4.4%	0.9%

En la tabla II anterior, se puede comprobar que en todos los modelos analizados se observan frecuencias de rechazo que se mueven dentro de un rango aceptable en relación a los tamaños nominales de contraste. El modelo de Boynton, Dobbins y Plesko (1992), así como el modelo desarrollado en el presente trabajo, se ajustan casi perfectamente a los niveles de significación teóricos, tanto a nivel bilateral, como en ambas colas. Se observa también cierta asimetría hacia la cola izquierda en el modelo de Cahan (1992). En cuanto a los contrastes basados en el modelo propio, se presentan tanto los contrastes por separado de los componentes individuales de los ajustes por devengo, como el impacto global de todos ellos como resultado de la agregación de los proxies de discrecionalidad en cada uno de los componentes. Concretamente, centrándonos en el panel A de la tabla II, en el contraste unilateral de cola derecha nuestro modelo presenta un

rango de frecuencias que va desde el 4.4% al 5.6% cuando el tamaño nominal del contraste es del 5%, y desde un 0.6% a un 1.3% con tamaño nominal del 1%. En cuanto a los contrastes unilaterales de cola izquierda, el rango de frecuencias en los contrastes al 5% va desde el 3.8% al 4.6% mientras que se mueve entre el 0.4% y el 0.6% en los contrastes de nivel teórico 1%. Si hacemos referencia al agregado del modelo propio tenemos unas frecuencias de rechazo del 4.9% y del 3.8% con nivel de significación teórico del 5%, y del 1.3% al 0.5% con tamaño nominal del 1%. Estos resultados se pueden considerar en buena medida satisfactorios ya que implican una correcta especificación de los contrastes de *earnings management*. La réplica del experimento que se presenta en el panel B de la tabla II realizando un contraste con varianzas consistentes ante heteroscedasticidad y clusters por compañía, proporciona resultados muy similares a los comentados en el panel A.

5.3. Análisis de Potencia: Simulación de Errores Tipo II

Tras tener controlada la probabilidad de error tipo I, lo primero que a cualquier usuario potencial de estas técnicas le interesará conocer es si dichos contrastes son capaces de detectar efectivamente la presencia de *earnings management*. Para poder pronunciarse ante esta primera cuestión, se plantea un análisis de la potencia de los contrastes de acuerdo al diseño experimental que se describía en el apartado previo con las siguientes precauciones:

- Una vez extraída cada submuestra aleatoria, se introducen manipulaciones intencionadamente en los componentes de los ajustes por devengo. De este modo, se asegura que la hipótesis nula de no *earnings management* sea falsa, permitiendo así que el análisis de las frecuencias de rechazo sean un buen estimador de la potencia real. En relación al signo de las manipulaciones inducidas, los resultados que se muestran en el apartado siguiente corresponden a prácticas de gestión de resultados al alza con el objetivo de elevar el resultado publicado. No obstante, se ha replicado el estudio con manipulaciones a la baja, mostrándose en todo caso comportamientos simétricos. Por lo que respecta al importe de las manipulaciones inducidas, obviamente no será el mismo para todos los integrantes de cada una de las submuestras aleatorias pues no tendría el mismo

impacto en empresas de tamaño distinto. Por este motivo, el importe de manipulación será del 1% y 5% del activo total de cada compañía, para analizar el crecimiento de la función de potencia, pero no se obtiene dicha función en sí con un mayor rango de variación en el importe de manipulación inducido debido a la excesiva carga de computación que ello implica. En este sentido, es importante apuntar que las funciones de potencia en este tipo de contrastes presentan formas cóncavas con elevados incrementos de potencia ante los primeros incrementos en el nivel de manipulación inducido. Dichos incrementos en la función de potencia van perdiendo fuerza ante los mismos incrementos en la manipulación para acabar con una primera derivada prácticamente nula a partir de niveles de manipulación del 5% del activo total. Por tanto, es esta primera región la que concentra el interés en el análisis de los distintos modelos de estimación del componente anormal de los ajustes por devengo.

- Es importante resaltar una vez más que se introducen alteraciones en las variables en aquellas observaciones empresa-año asignadas aleatoriamente como evento, por lo que no deben intervenir en la estimación de los parámetros que tratan de captar el comportamiento normal de los ajustes por devengo. Con este diseño experimental, los distintos procesos de reversión que se puedan plantear, no afectan a los resultados del contraste de *earnings management* ya que en ningún caso se modifica la media del grupo de observaciones fuera de evento. Se pueden ver alteradas las varianzas cuanto más brusca sea la reversión. En este sentido, nos posicionamos en el peor de los casos para dar robustez a los resultados expuestos, planteando que la manipulación revierte íntegramente en el año posterior al de evento.

El error tipo II se define como la probabilidad de no rechazar la hipótesis nula de "no *earnings management*" cuando realmente es falsa. Por tanto, dado que se han introducido manipulaciones por parte del investigador, queda asegurado que la hipótesis nula efectivamente será falsa, por construcción. De este modo, con los matices señalados, en cada una de las 1000 iteraciones se replicarían todas las etapas del proceso de simulación descrito y se van contabilizando los rechazos observados para estimar así la potencia real de los contrastes (1-probabilidad de error tipo II).

Tabla III:

Análisis de Potencia: Simulación Frecuencias de Rechazo

ch: modelo de Cahan (1992); bp: modelo de Boynton, Dobbins y Plesko (1992); amhi: modelo propio de amortización; vthi: modelo propio de ventas; cphi: modelo propio de compras; vehi: modelo propio de variación de existencias; fphi: agregación de los ajustes por devengo anormales según modelo propio

	Manipulación Alcista del 1% sobre AT				Manipulación Alcista del 5% sobre AT			
	Cola derecha		Cola izquierda		Cola derecha		Cola izquierda	
	5%	1%	5%	1%	5%	1%	5%	1%
Panel A: Manipulaciones ejercidas sobre las ventas a crédito								
ch	14.7%	2.8%	1.5%	0.2%	92.6%	77.7%	0.0%	0.0%
bp	17.7%	5.0%	0.9%	0.1%	89.5%	73.3%	0.0%	0.0%
amhi	5.3%	1.1%	5.7%	0.5%	5.3%	1.1%	5.7%	0.5%
vthi	32.4%	12.9%	0.0%	0.0%	100.0%	100.0%	0.0%	0.0%
cphi	6.5%	1.4%	4.6%	0.6%	6.5%	1.4%	4.6%	0.6%
vehi	5.6%	1.1%	5.1%	0.7%	5.6%	1.1%	5.1%	0.7%
fphi	40.1%	15.6%	0.2%	0.0%	99.7%	99.3%	0.0%	0.0%
Panel B: Manipulaciones ejercidas sobre las compras a crédito								
ch	17.0%	3.8%	1.2%	0.0%	97.3%	90.8%	0.0%	0.0%
bp	19.6%	5.6%	0.9%	0.0%	95.0%	84.3%	0.0%	0.0%
amhi	5.3%	1.1%	5.7%	0.5%	5.3%	1.1%	5.7%	0.5%
vthi	5.6%	1.2%	5.1%	0.7%	5.6%	1.2%	5.1%	0.7%
cphi	0.4%	0.0%	39.0%	17.8%	0.0%	0.0%	100.0%	100.0%
vehi	5.6%	1.1%	5.1%	0.7%	5.6%	1.1%	5.1%	0.7%
fphi	39.1%	15.3%	0.2%	0.0%	99.7%	99.3%	0.0%	0.0%
Panel C: Manipulaciones ejercidas sobre la valoración de los inventarios								
ch	17.0%	3.8%	1.2%	0.0%	97.3%	90.8%	0.0%	0.0%
bp	19.6%	5.6%	0.9%	0.0%	95.0%	84.3%	0.0%	0.0%
amhi	5.3%	1.1%	5.7%	0.5%	5.3%	1.1%	5.7%	0.5%
vthi	5.6%	1.2%	5.1%	0.7%	5.6%	1.2%	5.1%	0.7%
cphi	6.5%	1.4%	4.6%	0.6%	6.5%	1.4%	4.6%	0.6%
vehi	63.9%	40.7%	0.0%	0.0%	99.3%	99.3%	0.0%	0.0%
fphi	34.0%	12.7%	0.5%	0.0%	99.5%	98.4%	0.0%	0.0%
Panel D: Manipulación ejercida sobre las dotaciones a la amortización del inmovilizado								
ch	17.0%	3.8%	1.2%	0.0%	97.3%	90.8%	0.0%	0.0%
bp	19.6%	5.6%	0.9%	0.0%	95.0%	84.3%	0.0%	0.0%
amhi	0.0%	0.0%	100.0%	100.0%	0.0%	0.0%	100.0%	100.0%
vthi	5.6%	1.2%	5.1%	0.7%	5.6%	1.2%	5.1%	0.7%
cphi	6.5%	1.4%	4.6%	0.6%	6.5%	1.4%	4.6%	0.6%
vehi	5.6%	1.1%	5.1%	0.7%	5.6%	1.1%	5.1%	0.7%
fphi	40.3%	15.5%	0.2%	0.0%	99.8%	99.4%	0.0%	0.0%

En la tabla III se sintetizan los resultados de las manipulaciones implementadas a través de distintos instrumentos en cada caso[ix]. En relación a las manipulaciones ejercidas mediante la elevación de las ventas a crédito, en el panel A se puede observar que los trabajos de Cahan (1992) y Boynton, Dobbins y Plesko (1992) muestran escasa sensibilidad o potencia ante las manipulaciones en las ventas con unas frecuencias de rechazo del 14.7% y del 17.7% respectivamente para niveles de significación teóricos del 5%. Si se reduce el tamaño nominal del contraste al 1%, dichas frecuencias caen hasta el 2.8% y 5% respectivamente. En relación al modelo propio, podemos comprobar en la columna de contrastes unilaterales de cola derecha, que el contraste agregado de *earnings management* arroja una frecuencia observada de rechazos muy por encima del resto de modelos en este primer nivel de manipulación con un 40.1% cuando el contraste tiene un tamaño teórico del 5%. Si además entramos en la información desagregada que proporciona este modelo, se puede comprobar que las manipulaciones se han introducido a través de las ventas con una frecuencia observada del 32.4% muy por encima del tamaño del contraste que, en este caso es del 5%, y a su vez muy por encima del resto de los componentes de los ajustes por devengo cuyas frecuencias se ajustan razonablemente a los niveles de contraste especificados en todos los casos.

Si el importe de la manipulación inducida se eleva hasta un 5% del activo total de cada compañía en el año de evento, en este mismo panel A podemos analizar cómo evoluciona la potencia los modelos de Boyton, Dobbins y Plesko (1992) y Cahan (1992), que alcanzan ya frecuencias de rechazo del 93.2% y 89.5% respectivamente para un nivel de significación del 5%. En cuanto al funcionamiento del modelo propio, se observa como crecen las frecuencias de rechazo en el contraste unilateral de cola derecha hasta situarse en 99.7% y 99.3% siendo los niveles de significación teóricos del 5% y 1% respectivamente. Este hecho muestra que el crecimiento de la función de potencia con este aumento en la intensidad de las manipulaciones inducidas, llega hasta prácticamente el valor máximo del rango, que sería el 100%. De nuevo, el modelo nos permite entrar a un nivel desagregado donde observamos con total nitidez que las ventas presentan un comportamiento anormal al alza, con frecuencias de recha-

10. Dicha réplica permitirá corroborar los resultados obtenidos fuera de la muestra de análisis que se utiliza en primera instancia, de manera que todas las tablas que se presentan en el presente apartado tienen su homóloga en el Anexo II

zo en el contraste unilateral de cola derecha que se sitúan directamente en el 100%. En cuanto al resto de componentes de los ajustes por devengo, las frecuencias de rechazo se sitúan en torno a los niveles de contraste especificados mostrando un comportamiento normal.

En el panel B de la tabla III se muestra la potencia de los contrastes cuando las manipulaciones se instrumentan a través de las compras a crédito. En este caso, al primer nivel de manipulación inducida, los modelos derivados de Jones (1991) alcanzan frecuencias de rechazo entre un 17% y un 20% para tamaños nominales de contraste del 5%. Por su parte, nuestro modelo se sitúa claramente al frente alcanzando una frecuencia de rechazo en el estimador agregado de discrecionalidad del 39.1% en el contraste unilateral de cola derecha, cuando el nivel al que se lleva a cabo el contraste es del 5%. No obstante, no se queda ahí la información revelada por el modelo, pues permite observar frecuencias anormalmente elevadas en el contraste unilateral de cola izquierda sobre el componente anormal de las compras que denota que dicha variable ha sido contabilizada en defecto para conseguir los citados fines de elevación del resultado del ejercicio. Estas frecuencias observadas alcanzan el 39% y el 17.8% a los niveles teóricos del 5% y 1% respectivamente. Por el contrario, el resto de integrantes de los ajustes por devengo muestran un comportamiento normal sin que las frecuencias de rechazo se alejen significativamente de los tamaños nominales de contraste.

Con la elevación de la manipulación inducida a través de las compras hasta un 5% del activo total de cada compañía, las frecuencias de rechazo aumentan claramente hasta alcanzar niveles superiores al 95% para tamaños nominales del 5%. Por lo que respecta al modelo propio, prácticamente en todos los casos se detecta la presencia de manipulaciones alcistas, con unas frecuencias de rechazo en los contrastes unilaterales de cola derecha que alcanzan el 99.7% y 99.3% a niveles de significación teóricos del 5% y 1% respectivamente. En cuanto a la desagregación, se detecta perfectamente la presencia de un defecto en la contabilización de las compras del ejercicio que se traduce en frecuencias de rechazo del 100% en los contrastes unilaterales de cola izquierda a todos los niveles.

En relación a los resultados que aparecen en el panel C de la tabla III, cuando la elevación del resultado se implementa a través de la valoración de inventarios, al primer nivel de manipulación, los modelos derivados de Jones (1991) vuelven a situarse entre un 17% y un 20% de rechazos para tamaños nominales del 5%. Si observamos el

proxy agregado derivado del modelo propio que nos mide el impacto final en resultados, las frecuencias de rechazo del contraste unilateral de cola derecha se sitúan en el 34% y 12.7% a tamaños de 5% y 1% respectivamente. Si entramos a analizar la contribución de cada uno de los componentes de los ajustes por devengo a dicha elevación de resultados, observamos que el instrumento que se ha empleado para dichos fines se localiza en la variación de existencias. Este componente muestra un comportamiento anormalmente elevado en un 63.9% (40.7%) de los casos cuando se contrasta al 5% (1%), mientras que en el resto de componentes las frecuencias observadas no difieren sensiblemente del tamaño nominal de los contrastes.

En la segunda parte del panel C, al aumentar el grado de manipulación sobre inventarios, todos los modelos analizados aumentan sensiblemente la potencia reduciendo por debajo del 5% la probabilidad de error tipo II. Concretamente, en el contraste agregado propio, se detecta en un 99.5% de los casos, la existencia de un comportamiento anormalmente elevado en el resultado del ejercicio cuando se contrasta al 5%. Dicha frecuencia se mantiene incluso cuando contrastamos al 1% pues se llega a detectar el fraude en un 98.4% de los casos. Para concretar el causante de dicha amplificación de resultados, se puede observar el comportamiento del componente anormal estimado de cada uno de los integrantes de los ajustes por devengo. Dichos componentes no se alejan de los tamaños nominales de contraste salvo en el caso de la variación de existencias. En dicho elemento se observan valores anormalmente elevados en un 99.3% de los casos tanto en contrastes al 5% como al 1% mostrando una gran fiabilidad ante este nivel de manipulación.

Finalmente, si atendemos a las manipulaciones sobre el beneficio instrumentadas a través de las dotaciones a la amortización, en el panel D de la tabla III se puede observar que la potencia del contraste de *earnings management* basada en la estimación del proxy de discrecionalidad global se eleva al 40.3% en el contraste unilateral de cola derecha al 5%. De este modo, se detecta la presencia de manipulaciones alcistas muy por encima del resto de modelos analizados que alcanzan frecuencias por debajo del 20%. Adicionalmente, la desagregación en la que se basa el modelo desarrollado, permite observar claramente como la disminución de la dotación anual a la amortización es detectada en todos los casos con una frecuencia de rechazo en el contraste unilateral de cola izquierda del 100%, tanto para un tamaño nominal del 5% como del 1%. Por el contrario, en

el resto de componentes de los ajustes por devengo, las frecuencias de rechazo aproximan razonablemente a los niveles de contraste especificados indicando la ausencia de manipulación en dichos componentes.

Si elevamos el nivel de manipulación inducida hasta un 5% del activo total de cada empresa, los modelos captan con mayor nitidez el comportamiento anormal de los ajustes por devengo elevándose ostensiblemente las frecuencias de rechazo en la segunda parte del panel D. Para los modelos derivados de Jones (1991) destaca la frecuencia del 97.3% para Cahan (1992) cuando el tamaño teórico es del 5% (90.8% para nivel de significación 1%), mientras que Boynton, Dobbins y Plesko (1992) se quedan en un 95% (84.3% para nivel de significación 1%). En relación al modelo propio, de nuevo queda patente su superioridad frente al resto de modelos con una frecuencia de rechazos en el contraste unilateral agregado de cola derecha del 99.8% y 99.4% cuando los niveles de significación nominales son del 5% y del 1% respectivamente. En cuanto, a la información que puede extraerse de los contrastes desagregados vemos que permite detectar claramente la variable objeto de manipulaciones con frecuencias de rechazo en la dotación a la amortización que alcanzan el 100% de los casos simulados en el contraste unilateral de cola izquierda, aportando así evidencia de una manipulación a la baja en las dotaciones con el objeto de elevar los resultados publicados.

6. CONCLUSIÓN Y SÍNTESIS DE APORTACIONES

El origen del presente trabajo y su principal motivación, hay que buscarlos en la necesidad identificada por el autor de proporcionar a los usuarios externos de la información financiera, una herramienta que mejore la detección de comportamientos anómalos en la revelación de dicha información al mercado. En esta línea, las principales aportaciones y conclusiones que se extraen del trabajo se pueden centrar en dos pilares básicos:

- En relación a la modelización del componente anormal de los denominados ajustes por devengo, una de las principales innovaciones que presenta el modelo desarrollado en este trabajo, hay que buscarla en la desagregación que permite una estimación separada de cada uno de los componentes implicados, controlando cada uno de ellos, mediante las variables de las que efectivamente

depende. De este modo, el modelo desarrollado en este trabajo mejora ostensiblemente el comportamiento del resto de modelos con una mayor sensibilidad en la detección de las manipulaciones ejercidas sobre los ajustes por devengo discrecionales. A su vez, se aporta una mayor riqueza informativa al permitir al usuario externo de los contrastes, conocer cuál es la variable causante de los rechazos y sobre la que se ha ejercido la manipulación. Todos estos aspectos han quedado patentes en el estudio empírico desarrollado.

- En relación a la especificación concreta de los modelos que han protagonizado la línea de investigación sobre *earnings management* a lo largo de los noventa, el comportamiento normal de los ajustes por devengo distintos de la amortización, se trataba de controlar recurriendo a la socorrida expresión de "las ventas como proxy del nivel de actividad de la empresa". No obstante, como ha quedado patente a lo largo del trabajo, las ventas no son la panacea para los modelos de ajustes por devengo. En efecto, las ventas, como parte fundamental de la cuenta de resultados, no son una variable exógena que cumpla con los requisitos necesarios para formar parte de las variables de control de un modelo de ajustes por devengo. En este sentido, se ha planteado un cambio de enfoque consistente en extraer dichas variables susceptibles de discrecionalidad de entre las variables independientes, para considerarlas como variables dependientes y tratar de extraerles el componente anormal o discrecional. A estos efectos, se sustituían los flujos de ingresos y gastos, por flujos de caja como variables explicativas en las ecuaciones correspondientes de nuestro modelo, dada su robustez frente a posibles alteraciones en el corte de operaciones. De este modo, se obtiene una especificación con mayor fundamento teórico, con una mayor proximidad a la realidad empresarial, y con unos resultados en los contrastes que se han mostrado superiores a los obtenidos con las variables tradicionales.

Finalmente, es importante reiterar entre las conclusiones, que las dificultades metodológicas en el campo del *earnings management* son especialmente relevantes debido a que los directivos, con una ventaja informativa crucial sobre los investigadores, tienen incentivos para disimular cualquier ajuste o manipulación que hayan aplicado al beneficio publicado. Ante esta importante desventaja, derivada de la asimetría informativa, el análisis externo de la información financiera requiere un continuo esfuerzo investigador que permita pulir este

tipo de modelos de estimación del componente anormal del resultado. Por tanto, se considera que trabajos como el presente contribuyen a dicho objetivo y constituyen una línea de investigación abierta que requiere la atención de futuras aportaciones que puedan arrojar más luz sobre el tema.

ANEXO I. ORTOGONALIDAD DE LOS FLUJOS DE CAJA FRENTE A VARIABLES DE RESULTADOS

Según la expresión (4), el flujo de caja procedente de las ventas viene dado por las ventas del ejercicio cobradas –ventas totales del ejercicio (V_t) menos las pendientes de cobrar al cierre (C_t) –menos las ventas del ejercicio previo cobradas en este ejercicio (C_{t-1}). A continuación, comprobaremos que este flujo de caja procedente de las ventas, no coincide con la modificación aplicada por Dechow, Sloan y Sweeney (1995) que trataba de corregir el problema de endogeneidad que generan las manipulaciones en las ventas sobre los modelos derivados del modelo de Jones (1991) original. Dicha modificación consistía en restar la variación en las cuentas a cobrar a la variación en las ventas del año de evento. Si desarrollamos esta expresión, veremos que en definitiva Dechow, Sloan y Sweeney (1995) emplean la variación de las ventas del ejercicio cobradas:

$$(\Delta V_t - \Delta C_t) = (V_t - V_{t-1}) - (C_t - C_{t-1}) = \underbrace{\left(V_t - C_t\right)}_{VC_t} - \underbrace{\left(V_{t-1} - C_{t-1}\right)}_{VC_{t-1}} = \Delta VC_t \qquad \text{(AI.1)}$$

Donde, t es el subíndice temporal, V_t son las ventas en el ejercicio t, C_t es la cifra de clientes al final del ejercicio t y VC_t son las ventas cobradas del ejercicio t.

La razón de plantear el flujo de caja según la expresión (4) y no sencillamente las ventas del ejercicio cobradas, viene dada por el hecho de que sólo dicha expresión es totalmente inmune a las manipulaciones en la cifra de ventas como se pone de manifiesto a continuación. En la tabla AI siguiente, se presenta una simulación en la que una empresa parte de un nivel de ventas de 1000 u.m. y a lo largo de los 20 ejercicios analizados presenta un incremento anual constante del 10%, siendo la cifra de clientes al cierre del ejercicio un 20% de las ventas. Además de las ventas (V) y de la cifra de clientes al cierre (C), se presentan las ventas del ejercicio cobradas (VC) así como el flujo de caja procedente de ventas (FCV). En el panel A de la tabla tenemos el caso "limpio", en el que los datos siguen escrupulosamente las pautas indicadas más arriba, mientras que en el panel B se presenta el caso "*earnings management*" en el que se introducen determinadas manipulaciones al caso previo. Concretamente, se adelantan ventas por importe de 300 del ejercicio 6 al ejercicio 5, se adelantan ventas por importe de 500 del ejercicio 11 al ejercicio 10

y se adelantan ventas del ejercicio 18 al ejercicio 17 por importe de 200.

Tabla AI:

Flujo de caja de las ventas: robustez frente al corte de operaciones I

t: subíndice temporal; V_t: ventas del ejercicio t; C_t cifra de clientes al final del ejercicio t; VC_t: ventas cobradas en el ejercicio t; FCV_t: flujo de caja de las ventas en el ejercicio t.

	PANEL A: LIMPIO				PANEL B: *EARNINGS MANAGEMENT*			
t	**V_t**	**C_t**	**VC_t**	**FCV_t**	**V_t**	**C_t**	**VC_t**	**FCV_t**
1	1000,00	200,00	800,00		1000,00	200,00	800,00	
2	1100,00	220,00	880,00	1080,00	1100,00	220,00	880,00	1080,00
3	1210,00	242,00	968,00	1188,00	1210,00	242,00	968,00	1188,00
4	1331,00	266,20	1064,80	1306,80	1331,00	266,20	1064,80	1306,80
5	1464,10	292,82	1171,28	1437,48	1764,10	592,82	1171,28	1437,48
6	1610,51	322,10	1288,41	1581,23	1310,51	322,10	988,41	1581,23
7	1771,56	354,31	1417,25	1739,35	1771,56	354,31	1417,25	1739,35
8	1948,72	389,74	1558,97	1913,29	1948,72	389,74	1558,97	1913,29
9	2143,59	428,72	1714,87	2104,61	2143,59	428,72	1714,87	2104,61
10	2357,95	471,59	1886,36	2315,08	2857,95	971,59	1886,36	2315,08
11	2593,74	518,75	2074,99	2546,58	2093,74	518,75	1574,99	2546,58
12	2853,12	570,62	2282,49	2801,24	2853,12	570,62	2282,49	2801,24
13	3138,43	627,69	2510,74	3081,37	3138,43	627,69	2510,74	3081,37
14	3452,27	690,45	2761,82	3389,50	3452,27	690,45	2761,82	3389,50
15	3797,50	759,50	3038,00	3728,45	3797,50	759,50	3038,00	3728,45
16	4177,25	835,45	3341,80	4101,30	4177,25	835,45	3341,80	4101,30
17	4594,97	918,99	3675,98	4511,43	4794,97	1118,99	3675,98	4511,43
18	5054,47	1010,89	4043,58	4962,57	4854,47	1010,89	3843,58	4962,57
19	5559,92	1111,98	4447,93	5458,83	5559,92	1111,98	4447,93	5458,83
20	6115,91	1223,18	4892,73	6004,71	6115,91	1223,18	4892,73	6004,71

Si atendemos a las ventas, obviamente estas casillas están manipuladas por lo que, por definición, no son la variable explicativa que se haya de introducir en los modelos para captar el componente no discrecional de los ajustes por devengo porque precisamente estamos introduciendo como regresor la variable manipulada. En cambio, si atendemos al flujo de caja de las ventas podemos comprobar que esta variable se mantiene inalterable ante las manipulaciones en el corte de operaciones, pues coincide exactamente en los casos limpio y manipulado, cosa que no ocurre con las ventas del ejercicio cobradas. Por tanto, desde nuestro punto de vista el flujo de caja procedente de ventas constituye una variable de control adecuada para extraer de clien-

tes la parte no discrecional ya que dicha variable es resistente a las manipulaciones en las ventas y nos permitirá obtener un buen proxy para la variación anormal o discrecional de los clientes.

Si asumimos que el residuo del modelo (3) viene dado por la variación que la manipulación de las ventas ocasiona en la cifra de clientes, parece claro entonces que dicho modelo (3) tiene un problema de simultaneidad pues la variable explicativa no es ortogonal a los residuos. Ante este problema planteamos emplear el flujo de caja generado por las ventas en lugar de las ventas propiamente dichas como variable de control pues como hemos comprobado anteriormente es independiente de las manipulaciones o, dicho en otros términos, cumple la condición de ortogonalidad.

ANEXO II. ESPECIFICACIÓN Y POTENCIA CNMV 1991-2000

En el presente anexo se presentan los resultados de los experimentos de simulación desarrollados en el apartado cuarto, empleando una base de datos distinta que viene dada por los Estados Financieros no auditados que las empresas emisoras de valores han de depositar en la CNMV en los dos meses posteriores al cierre del ejercicio. La muestra final sobre la que se lleva a cabo esta réplica del trabajo, siguiendo los mismos criterios de elaboración descritos en el subapartado 5.1., queda compuesta por 152 empresas pertenecientes a 16 sectores según la clasificación sectorial de la CNMV a 3 dígitos. El total de observaciones empresa-año asciende a 1143 lo que implica una media de 7.52 observaciones por empresa. En la tabla siguiente se presenta

Tabla A.I.:
Composición de la muestra: sectores y años

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	Total sector
Petróleo	3	3	3	3	3	3	0	0	0	0	**18**
Energía Eléctrica	7	8	8	9	10	10	10	10	4	4	**80**
Agua y Gas	4	4	5	5	5	5	4	4	4	4	**44**
Metálicas Básicas	4	4	5	5	5	5	6	6	5	5	**50**
Cemento	9	9	10	10	9	9	9	8	5	5	**83**
Vidrio y Material de Construcción	4	4	4	4	4	4	4	4	4	3	**39**
Industria Química	9	9	9	9	8	9	9	7	7	7	**83**
Automóvil y Otro Mat. de Transporte	4	4	4	4	4	0	0	0	0	0	**20**
Otras Industrias de Transf. de Metales	14	15	15	15	14	14	13	13	12	12	**137**
Alimentación, Bebidas y Tabaco	15	16	16	18	19	18	18	15	15	14	**164**
Papel y Artes Gráficas	6	6	6	6	6	5	5	4	4	4	**52**
Otras Industrias											
Manufactureras	7	7	7	8	9	10	13	11	9	9	**90**
Construcción	6	7	7	7	6	7	8	7	6	5	**66**
Comercio y Otros servicios	7	7	7	10	11	11	11	10	8	7	**89**
Aparcamientos y Autopistas	0	0	0	0	3	3	3	3	0	0	**12**
Inmobiliarias	12	12	12	13	13	11	12	11	11	9	**116**
Total año	**111**	**115**	**118**	**126**	**129**	**124**	**125**	**113**	**94**	**88**	***1143***

la composición de la muestra por sectores y años donde podemos observar que en rango de observaciones para la estimación de parámetros sectoriales oscila entre 12 y 164 observaciones empresa-año, mientras que en el caso de parámetros anuales se dispone de un rango desde 88 hasta 129 observaciones empresa-año.

Tabla A.II:

Análisis de Especificación: Simulación de Errores Tipo I

ch: modelo de Cahan (1992); bp: modelo de Boynton, Dobbins y Plesko (1992); vthi: modelo propio de ventas; cphi: modelo propio de compras; vehi: modelo propio de variación de existencias; fphi: agregación de los ajustes por devengo anormales según modelo propio.

	Contraste bilateral		Contraste cola derecha		Contraste cola izquierda	
	5%	**1%**	**5%**	**1%**	**5%**	**1%**
Panel A: Varianzas distintas en función de la variable de partición						
ch	3.0%	0.5%	2.1%	0.0%	5.3%	0.7%
bp	4.0%	0.5%	1.4%	0.1%	7.6%	1.0%
vthi	5.1%	1.0%	2.2%	0.5%	8.5%	1.7%
cphi	4.0%	1.0%	3.3%	0.2%	4.6%	1.2%
vehi	2.5%	0.5%	6.1%	0.6%	2.0%	0.1%
fphi	3.5%	0.3%	4.0%	0.3%	4.2%	0.3%
Panel B: Varianzas distintas para cada compañía presente en la muestra						
ch	4.6%	0.6%	2.8%	0.1%	6.3%	1.6%
bp	4.8%	1.0%	1.6%	0.2%	8.5%	1.4%
vthi	6.1%	1.7%	2.5%	0.5%	9.2%	2.1%
cphi	5.0%	1.2%	4.5%	0.4%	4.9%	1.6%
vehi	4.3%	0.7%	7.7%	1.4%	2.4%	0.1%
fphi	4.1%	0.3%	4.7%	0.6%	5.4%	0.7%

Tabla A.III:

Análisis de Potencia: Simulación de Errores Tipo II

ch: modelo de Cahan (1992); bp: modelo de Boynton, Dobbins y Plesko (1992); vthi: modelo propio de ventas; cphi: modelo propio de compras; vehi: modelo propio de variación de existencias; fphi: agregación de los ajustes por devengo anormales según modelo propio.

	Manipulación Alcista del 1% sobre AT				Manipulación Alcista del 5% sobre AT			
	Cola derecha		Cola izquierda		Cola derecha		Cola izquierda	
	5%	1%	5%	1%	5%	1%	5%	1%
Panel A: Manipulaciones ejercidas sobre las ventas a crédito								
ch	10.5%	2.3%	2.0%	0.1%	84.8%	64.5%	0.0%	0.0%
bp	7.2%	1.2%	2.3%	0.1%	70.4%	44.4%	0.0%	0.0%
vthi	21.0%	7.7%	0.6%	0.1%	99.8%	99.3%	0.0%	0.0%
cphi	4.5%	0.4%	4.9%	1.6%	4.5%	0.4%	4.9%	1.6%
vehi	7.7%	1.4%	2.4%	0.1%	7.7%	1.4%	2.4%	0.1%
fphi	22.9%	9.1%	0.2%	0.0%	99.7%	96.6%	0.0%	0.0%
Panel B: Manipulaciones ejercidas sobre las compras a crédito								
ch	12.2%	3.1%	1.3%	0.1%	93.4%	78.7%	0.0%	0.0%
bp	8.8%	1.5%	2.0%	0.1%	83.7%	62.8%	0.0%	0.0%
vthi	2.5%	0.5%	9.2%	2.1%	2.5%	0.5%	9.2%	2.1%
cphi	0.2%	0.0%	34.3%	14.3%	0.0%	0.0%	99.6%	99.1%
vehi	7.7%	1.4%	2.4%	0.1%	7.7%	1.4%	2.4%	0.1%
fphi	22.7%	9.2%	0.2%	0.0%	99.6%	96.7%	0.0%	0.0%
Panel C: Manipulaciones ejercidas sobre la valoración de los inventarios								
ch	12.2%	3.1%	1.3%	0.1%	93.4%	78.7%	0.0%	0.0%
bp	8.8%	1.5%	2.0%	0.1%	83.7%	62.8%	0.0%	0.0%
vthi	2.5%	0.5%	9.2%	2.1%	2.5%	0.5%	9.2%	2.1%
cphi	4.5%	0.4%	4.9%	1.6%	4.5%	0.4%	4.9%	1.6%
vehi	86.3%	73.5%	0.0%	0.0%	100.0%	100.0%	0.0%	0.0%
fphi	23.0%	9.2%	0.2%	0.0%	99.7%	96.9%	0.0%	0.0%

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Apellániz, P. [1992]: "Una Aproximación Empírica al Alisamiento de Beneficios en la Banca Española". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Nº 66.

Boynton, Charles E.; Dobbins, Paul S. y Plesko George A. [1992]: "Earnings Management and the Corporate Alternative Minimum Tax". *Journal of Accounting Research*. Vol. 30, Supplement 1992

Cahan, S.F. [1992]: "The Effect of Antitrust Investigation on Discretionary Accruals: A Refined Test of the Political-Cost Hypothesis". *The Accounting Review*. Vol. 67, Nº 1, Enero, pp. 77-95

Dechow, Patricia M.;Sloan, Richard G. y Sweeney, Amy P. [1995]: "Detecting Earnings Management". *The Accounting Review*. Vol. 70, Nº 2, April, pp. 193-225

Eckel, N. [1981]: "The Income Smoothing Hypothesis Revisited". Abacus (Junio).

Gabás, F. y Pina, V. [1991]: "El Alisamiento de Beneficios en el Sector Eléctrico: Un Estudio Empírico". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*. Nº 66

Huber, P.J. [1967]: "The behaviour of maximum likelihood estimates under non-standard conditions". Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability. Berkeley, CA: University of California Press, 1, pp. 221-233

Jones, Jennifer J. [1991]: "Earnings Management During Import Relief Investigations". *Journal of Accounting Research*. Vol. 29, Nº 2, Autumn, pp. 193-228

Kang, S.H. y Sivaramakrishnan K. [1995]: "Issues in Testing Earnings Management and an Instrumental Variable Approach". *Journal of Accounting Research*. Vol. 33, Nº 2, pp. 353-367

Kaplan, R.S. [1985]: "Comments on Paul Healy: Evidence on the Effects of Bonus Schemes on Accounting Procedure and Accrual Decisions". *Journal of Accounting and Economics*. Vol. 7, Abril, pp. 109-113

McCulloch, Brian W. [1998a]: "Multi-period incentives and alternative dials for Earnings Management". Working Paper. The Treasury. Wellington. New Zeland.

McCulloch, Brian W. [1998b]: "Relations among components of Accruals under Earnings Management". Working Paper. The Treasury. Wellington. New Zeland.

McNichols, M. y Wilson, P. [1988]: "Evidence of Earnings Management from the Provision for Bad Debts". *Journal of Accounting Research*, Vol. 26, Supplement.

Pina, V. J. [1988]: *Efectos Económicos de las Normas Contables*. Monografía 11. Asociación Española de Contabilidad y Administración de Empresas, Madrid.

Poveda, F e Íñiquez, R [2001]: "Alisamiento de Beneficios vs. Rentabilidad Bursátil: Evidencia Empírica". Working Paper 2001-20. Serie EC del *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*

Rogers, W.H. [1993]: "Regression Standard Errors in Clustered Samples". Stata Technical Bulletin 13, pp. 19-23

Ronen, J. y Sadan, S. [1981]: Smoothing Income Numbers: Objectives, Means and Implications. Ed. Addison-Wesley Publishing Company, New York.

Satterthwaite, F.E. [1946]: "An Approximate Distribution of Estimates of Variance Components". *Biometrics*, Bulletin 2.

Saurina, J. [1999]: "¿Existe Alisamiento de Beneficios en las Cajas de Ahorros Españolas?". *Moneda y Crédito*. Nº 209, pp. 161-193.

Schipper, K. [1989]: "Commentary on Earnings Management". Accounting Horizons. Vol. 3, December, pp. 91-102

White, H. [1980]: "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity". *Econometrica* 50, pp. 1-25