

O papel do salário mínimo nos anos 80: novas observações para o caso brasileiro*

Maria Cristina Cacciamali**
André Portela
Eduardo F. de Freitas

Sumário: 1. Introdução; 2. Salário mínimo e taxa de salários no Brasil: um velho debate inconcluso; 3. O teste de causalidade; 4. Considerações finais.

O presente trabalho trata do impacto da política de salário mínimo no Brasil sobre a formação da taxa de salário dos empregados registrados e não-registrados da região metropolitana de São Paulo durante os anos de 1982 a 1991. Após apresentar uma resenha do debate sobre o papel do salário mínimo na formação da taxa de salário dos trabalhadores no Brasil, aplica-se o teste de causalidade de Granger para as séries de salário mínimo, salário médio dos empregados com carteira assinada e salário médio dos empregados sem carteira assinada. Os resultados demonstram que o salário mínimo causa, no sentido de Granger, o salário médio dos trabalhadores registrados e não causa o salário médio dos não-registrados.

The paper deals with the impact of minimum wage policy on average wage among registered and non-registered employees in São Paulo city during the 1980's. A debate survey about this relation in Brazil is presented in the first part, including some remarks on its personal income distribution effects. The second part presents empirical evidences and a Granger's causality test is applied regarding labor market data from 1982 to 1991. In Granger's sense, it is shown that minimum wage policy causes registered employees average wage, but it does not cause non-registered employees average wage.

1. Introdução

A política de salário mínimo vem sendo adotada no Brasil desde a década de 40, passando a ganhar destaque no debate econômico a partir dos anos 60. Desde então, uma série de controvérsias surgiu entre os estudiosos, sobre a relevância dessa política na minoração da pobreza em geral e na diminuição da concentração da renda pessoal do país. Dessa forma, ao iniciar um estudo da política de salário mínimo no Brasil na década de 80, é conveniente retomar alguns dos debates anteriores para deles extrair lições e, ao mesmo tempo, reconhecer as suas limitações.

O objetivo deste estudo é centrar-se na influência do salário mínimo sobre os mercados de trabalho regulamentado e não-regulamentado. A seleção desses estratos de trabalhadores prende-se principalmente a dois motivos. Em primeiro lugar, além de os assalariados não-registrados terem aumentado sua participação relativa nos anos 80 nos mercados de trabalho urbanos, esses dois grupos compõem o mercado de trabalho no Brasil, *locus* primordial da

* Trabalho apresentado no XII Encontro Latinoamericano de la Sociedad Econométrica. Tucumã, Argentina, 17 a 20-8-1993. Os autores agradecem aos profs. Márcio Nakane e Reynaldo Fernandes dos Departamentos de Economia da FEA/USP-São Paulo e FEA/USP-Ribeirão Preto, respectivamente, pelos comentários, críticas e sugestões.

** Professores da FEA/USP, da Universidade Mackenzie e Oswaldo Cruz e da FEA/USP, respectivamente.

atuação da política de salário mínimo.¹ Em segundo lugar, a subdivisão do mercado de trabalho em regulamentado e não-regulamentado contrapõe-se ao uso difuso da expressão setor informal, que em muitos trabalhos é concebido como agregando trabalhadores por conta própria e assalariados não-registrados. Este estudo, entretanto, entende que, além dos dois grupos de trabalhadores apresentarem pequeno grau de substitutibilidade, o emprego e a renda dos trabalhadores por conta própria são regidos pelo funcionamento do mercado de bens e serviços, enquanto o comportamento dos assalariados não-registrados é determinado pelo mercado de trabalho.

Isso posto, este trabalho compõe-se de quatro seções. A seção 2 estabelece os principais termos do debate. Trata, dessa maneira, da controvérsia entre Macedo (1976, 1981), Macedo & Garcia (1978, 1980) e Souza & Baltar (1979, 1980) acerca da relevância do salário mínimo na determinação da taxa salarial no Brasil a partir dos anos 60. Além desses autores, analisam-se outros trabalhos, em particular, Bacha & Taylor (1978), Drobny & Wells (1983) e Velloso (1990).

Na seção 3, aplica-se o teste de causalidade de Granger às séries de salário mínimo real (SMR), de salário médio real dos empregados com carteira assinada (SMCR) e do salário médio real dos empregados sem carteira assinada (SMSR),² no intuito de verificar a relevância da política de fixação do salário mínimo na formação da taxa salarial no Brasil. O teste é aplicado aos dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) da Fundação IBGE referentes à região metropolitana de São Paulo no período de junho de 1982 a dezembro de 1991. E, por fim, na quarta e última seção seguem algumas considerações finais sobre os resultados obtidos.

2. Salário mínimo e taxa de salários no Brasil: um velho debate inconcluso

O principal debate sobre o salário mínimo (SM) e o seu papel na determinação da taxa de salário³ é travado entre Macedo (1976, 1981), Macedo & Garcia (1978, 1980) e Souza & Baltar (1979, 1980). A seguir expõem-se os principais pontos de cada um desses autores, como também alguns dos estudos empíricos sobre a influência do salário mínimo na formação da taxa de salário.

O salário de subsistência determina a taxa de salário

Macedo & Garcia procuram avaliar a importância do salário mínimo como elemento capaz de minorar o nível da pobreza e reduzir o grau de concentração da renda pessoal do país. Para tanto, partem de estudos feitos no início da década de 70, segundo os quais o

¹ A participação relativa dos empregados sem carteira de trabalho assinada aumentou no mercado de trabalho urbano brasileiro de 23 para 34% entre 1976 e 1989.

² Essas variáveis constituem uma *proxy* dos salários médios dos assalariados do setor privado dos estratos regulamentado e não-regulamentado do mercado de trabalho, respectivamente. As informações da pesquisa mensal de emprego (PME) publicadas pela Fundação IBGE — base de dados deste estudo — não permitem separar dos empregados com carteira assinada os funcionários públicos e o serviço doméstico, que representam cerca de 9% desse total.

³ Neste trabalho, define-se taxa de salário como o salário-base da hierarquia salarial das empresas tipicamente capitalistas do meio urbano.

aumento da concentração pessoal da renda, observado na década de 60, deu-se em virtude da queda intensa e constante do salário mínimo real ao longo desse período.

Segundo Macedo & Garcia, esse raciocínio é falacioso por dois motivos: supõe que o salário mínimo seja de fato a menor remuneração do trabalhador brasileiro, isto é, o piso da escala da distribuição de renda; e que o mínimo seja capaz de determinar os níveis da escala salarial, principalmente dos trabalhadores não-qualificados.

A partir disso, passam então a analisar cada uma dessas hipóteses. O primeiro aspecto refere-se à abrangência da legislação. De início, mostram que uma parcela da População Economicamente Ativa (PEA) auferiu níveis de remuneração abaixo do mínimo e, em seguida, constatam que, além disso, essa parcela diminuiu sua participação relativa na PEA entre 1960 e 1975.

Segundo esses autores, são três as principais razões para a ocorrência desses fenômenos. A primeira é que no mercado de trabalho brasileiro coexistem relações formais e informais de trabalho.⁴ A legislação do salário mínimo abrange apenas os assalariados do mercado formal, e os rendimentos recebidos pelas pessoas que atuam no mercado informal só podem ser afetados indiretamente pela fixação do salário mínimo.⁵

A segunda razão é que na PEA existe uma parcela que recebe rendas de outras fontes que não os salários. Entre outros, existem muitos cujas rendas são inferiores ao valor do salário mínimo. Este é o caso dos trabalhadores rurais e urbanos sem empregos regulares, do empregado por conta própria, dos pequenos proprietários e comerciantes, dos empregados domésticos etc. Macedo (1981) estima que, em 1976, cerca de 45% da força de trabalho brasileira recebiam rendas de até um salário mínimo.

E, por fim, a terceira razão é que mesmo no caso de atividades que são abrangidas pela legislação trabalhista, esta nem sempre é obedecida, sendo burlada de fato ou contornada, como por exemplo, contratando-se menores.

Por todos esses motivos, os autores chegam a duas conclusões. A primeira é que o salário mínimo não representa a renda monetária mínima da PEA do Brasil, haja vista que se situa bem acima dos rendimentos dos grupos com rendas menores. A segunda é que como a proporção de assalariados entre os grupos com rendas menores é pequena, qualquer tentativa de elevação da renda dos mais pobres por meio da política salarial é bastante limitada.

Adicionalmente, segundo Macedo & Garcia (1978), os estudos sobre a evolução do salário mínimo real na década de 60 implicariam uma queda dos salários reais dos trabalhadores não-qualificados⁶ e, portanto, supunham implicitamente que a elasticidade dos salários dos trabalhadores não-qualificados com relação às alterações do salário mínimo fosse igual à unidade. Essa hipótese é por eles contestada por meio de evidências empíricas sobre a evolução da distribuição pessoal da renda, onde se verifica que, ao longo dessa década, todos

⁴ Por mercado formal os autores entendem aquele mercado "caracterizado por relações de emprego relativamente estáveis, que pagam salários relativamente maiores e que são regulados por dois corpos de legislação: a Consolidação das Leis do Trabalho (CLT), que regula o setor privado e o setor público, e uma legislação específica do funcionalismo público". Por sua vez, o mercado informal "é caracterizado por ocupações instáveis e de baixa renda e inclui: trabalhadores rurais e urbanos sem empregos regulares, alguns grupos de empregados por conta própria e os empregados domésticos" (Macedo & Garcia, 1978. p. 3).

⁵ Deseja-se destacar que o entendimento dos autores sobre os setores formal e informal é associá-los, como ficará claro nas próximas páginas deste estudo, a uma análise dual *à la* Lewis — setor capitalista e não-capitalista —, tendo pouco a ver com análises específicas sobre esse tema. Daí englobarem os trabalhadores por conta própria no mercado de trabalho informal, o que na realidade não se verifica, visto que esses trabalhadores não constituem, na prática, oferta de trabalho, nem são demandados, nesse mercado.

⁶ Conforme, por exemplo, Hoffman & Duarte (1972), Fishlow (1972) e Hoffman (1973).

os estratos de renda tiveram ganhos reais, embora distribuídos desigualmente. Associando essas evidências com a queda do valor real do mínimo verificada nos anos 60, Macedo conclui:

“Essas evidências (...) simplesmente mostram que a elasticidade dos salários com respeito ao mínimo é menor que a unidade; isso significa que os salários dos trabalhadores não-qualificados não seguiram a queda no valor real do salário mínimo.” (Macedo, 1981. p. 48.)

Isso posto, cabe perguntar: se a queda do salário mínimo real não afetou os salários dos trabalhadores não-qualificados, o que explica o aumento da concentração pessoal de renda e, portanto, a dispersão salarial com relação ao mínimo verificada no período?

A resposta dos autores é que as forças do mercado de trabalho operaram de tal modo que, dado o caráter dual deste mercado no Brasil — um setor capitalista (formal) e um setor não capitalista (informal) *à la* Lewis —, o resultado foi uma maior dispersão dos salários com relação ao mínimo. A hipótese principal que apresentam é que o salário de subsistência — determinado no setor não-capitalista — estabelece um piso para os salários no setor capitalista. A um salário abaixo desse nível, as empresas não encontram pessoas dispostas a abandonar suas ocupações no setor não-capitalista para se empregarem no setor capitalista.

O que aconteceu no Brasil no período em exame foi, segundo Macedo & Garcia, o seguinte: a) a demanda de trabalho é pouco elástica com relação à variação dos salários; e b) a oferta de trabalho tem elasticidade praticamente infinita até um dado volume de emprego, a partir do qual passa a ser positivamente inclinada e a depender do salário de subsistência.

Numa situação inicial, o salário mínimo situava-se acima do nível do salário de equilíbrio. O crescimento econômico verificado no período pode ter provocado um aumento de tal ordem na demanda de trabalho que o novo nível do salário de equilíbrio ficou acima do patamar do salário mínimo. Ou então, ao mesmo tempo em que aumentou a demanda de trabalho, o crescimento econômico pode ter elevado o custo de vida, provocando o deslocamento para cima da curva de oferta de trabalho. O que importa é que, para ambos os casos, o salário mínimo ficou abaixo do nível de salário de equilíbrio de mercado. Em outras palavras, as forças de mercado operaram de tal maneira que os salários se elevaram, enquanto o salário mínimo decretado pelo governo admitia perdas reais sucessivas. Pode ter acontecido inclusive que o salário mínimo tenha decrescido de tal maneira que, num dado momento, tenha alcançado o nível estabelecido pelo de subsistência. Desse nível para baixo, como se sabe, a fixação de um salário mínimo no mercado de trabalho é inoperante.

Após esse sumário, a interpretação de Macedo & Garcia acerca do salário mínimo e da determinação dos salários na economia brasileira pode ser sintetizada da seguinte maneira: a fixação do salário mínimo é irrelevante para a determinação dos níveis salariais, em especial dos trabalhadores não-qualificados. Isso por três motivos: a) a abrangência do salário mínimo é muito limitada, não englobando aqueles que se situam no patamar inferior da distribuição pessoal da renda; b) se o salário mínimo estiver acima do salário de equilíbrio, as empresas dispensam trabalhadores, que se deslocarão do setor capitalista para o não-capitalista, passando a auferir rendas inferiores àquelas do setor capitalista; e c) o salário de subsistência é que determina o piso salarial do setor capitalista. Isso em virtude da existência de um excedente de mão-de-obra no setor não-capitalista, que só aceita trabalhar no setor capitalista caso a remuneração seja maior.

O salário mínimo determina a taxa de salário

Souza & Baltar (1979, 1980), partindo de outras premissas, tentam demonstrar que as conclusões da análise anterior são equivocadas. Esses autores pretendem demonstrar que, apesar de o salário mínimo real e de a participação dos que recebem salário mínimo na PEA declinarem ao longo da década de 60 e início de 70, a fixação deste pelo governo continuou sendo importante para a determinação dos salários dos setores formal e informal de trabalho. Defendem ainda que o salário-base do setor formal determina o nível das remunerações do setor informal, servindo como um "farol" que orienta os rendimentos da pequena produção mercantil e dos assalariados sem registro no mercado de trabalho.

Designando por taxa de salário "o salário-base pago à força de trabalho não-qualificada do núcleo realmente capitalista da economia" (Souza & Baltar, 1979. p. 22), os autores afirmam que a formação dessa taxa é determinada endogenamente nesse núcleo capitalista, pois tanto ela quanto a hierarquia salarial estão vinculadas ao padrão de acumulação e à estrutura produtiva da economia.

A taxa de salário, por um lado, depende do processo de acumulação de capital, haja vista que sua reprodução ao longo do tempo requer uma certa adequação entre o padrão de acumulação, a estrutura produtiva, a composição da demanda, a distribuição dos salários e os esquemas de financiamento necessários para a realização da produção corrente. Caso uma taxa de salário não corresponda às exigências desse processo, ela não subsiste.

Por outro lado, a taxa de salário depende da correlação de forças sociais envolvidas na luta pela repartição do produto. Essa luta pode ser explícita ou velada. No primeiro caso, por exemplo, a determinação dos salários pode resultar de um processo de negociação direta; no segundo, o Estado se encarrega de trazer à tona os seus resultados. Existem, contudo, limites dentro dos quais a taxa de salário pode variar. O limite superior depende da evolução do progresso técnico e da produtividade do trabalho; o limite inferior é determinado pelo valor dos bens necessários à reprodução física da força de trabalho.

Ao admitirem a existência de uma certa mobilidade entre as ocupações do setor industrial e de uma tendência à formação de um mercado único para cada ocupação,⁷ Souza & Baltar concluem que a taxa de salário passa a ser a base salarial de toda a indústria, servindo de piso na estruturação salarial de cada ramo industrial. É a partir deste piso que se formam tanto a estrutura salarial dos diversos ramos industriais como a diferenciação entre os ramos de atividade econômica.⁸

Desse modo, a negociação salarial admite duas possibilidades. A primeira é quando ocorre no nível geral da indústria. Nesse caso o valor nominal da taxa de salário surge diretamente desse processo. A segunda é quando a negociação ocorre de maneira descentralizada entre os ramos, sendo a taxa de salário que prevalece em todo o setor industrial determinada pelo ramo industrial mais "débil".

Souza & Baltar afirmam que a fixação do salário mínimo no Brasil corresponde a um caso especial de negociação coletiva no nível do conjunto da indústria. Isso em razão do

⁷ Isso se deve ao fato de essas ocupações, segundo a teoria dos mercados internos de trabalho, estarem abertas ao mercado geral de trabalho através dos postos de entrada que, tanto nas pequenas quanto nas grandes empresas, correspondem aos menores níveis hierárquicos de cada ocupação.

⁸ Esta última, por sua vez, depende da estrutura produtiva de cada ramo, do nível de organização dos trabalhadores e do próprio nível do piso salarial de cada ramo, pois maiores pisos salariais implicam menores diferenciações e vice-versa.

caráter peculiar do desenvolvimento do capitalismo no Brasil, onde o Estado passou a ter a função de *explicitar* a disputa entre as classes através de sua política de salário mínimo.

Tendo como referencial o que foi exposto acima, Souza & Baltar explicam quais as suas pretensões com relação aos trabalhos de Macedo & Garcia:

“Queremos entretanto partir de outras hipóteses e mostrar que os mesmos dados trabalhados pelos autores (Macedo & Garcia) permitem uma interpretação alternativa que reafirma a importância do salário mínimo na determinação da taxa de salário da economia e das rendas em geral do trabalho não-qualificado.” (Souza & Baltar, 1979. p. 38.)

Usando primeiramente os dados fornecidos pelos anuários estatísticos da Fundação IBGE, os autores analisam a evolução dos salários médios dos ramos industriais com relação ao salário mínimo para os anos de 1956 a 1976. E tomando dois grupos de indústrias distintos (mecânica; e vestuários, calçados e artefatos), observam que a evolução dos índices de salários médios e de salário mínimo é muito próxima e apresenta o mesmo comportamento até 1961 em ambos os grupos. A partir de 1962, no entanto, há um crescente distanciamento do índice dos salários médios com relação ao salário mínimo, sendo mais acentuado no setor mecânico.

A explicação desse fato, segundo eles, é que até 1961 havia muito pouca diferenciação na estrutura salarial das indústrias e era freqüente a burla à legislação pelas pequenas e médias empresas através da prática de pagar menos que o mínimo. A partir de 1962, a maior diversificação e sofisticação da indústria, aliada a uma fiscalização maior do Ministério do Trabalho, possibilitam tanto um cumprimento maior da legislação trabalhista, como uma maior diferenciação do salário médio com relação ao mínimo. Dessa forma, apesar da crescente dicotomia entre os salários médio e mínimo ocorrida no período, o último continuou servindo de base à formação dos salários na indústria. As grandes empresas fixam os seus salários acima desse patamar mínimo e as pequenas e médias empresas pagam ou não o salário mínimo dependendo do rigor da fiscalização, embora, de qualquer maneira, os salários destas últimas sejam influenciados pelo mínimo.

Para reafirmar ainda mais essa posição, os autores utilizam duas fontes de dados adicionais: do Dieese de 1977, acerca da evolução dos salários dos trabalhadores não-qualificados na categoria dos metalúrgicos de São Paulo nos anos de 1956 a 1976; e uma outra pesquisa da Fundação IBGE sobre salários na construção civil em São Paulo para os anos de 1971 a 1976. A partir dessas novas informações, mostram que os índices de reajuste dos salários seguiram em alguns momentos os índices de reajuste do mínimo. E com esta simples correlação concluem que este último é importante na determinação da taxa de salário do setor industrial no Brasil.⁹

Em resumo, pode-se dizer que os termos do debate são: a) Macedo & Garcia sustentam que a fixação do salário mínimo por parte do governo é irrelevante para a formação dos salários dos mercados formal e informal de trabalho no Brasil. Souza & Baltar afirmam precisamente o contrário; e b) Macedo & Garcia consideram que é o salário do setor não-capitalista que condiciona o nível de salário do mercado capitalista. Neste caso, Souza & Baltar também afirmam precisamente o oposto.

⁹ Quanto à influência do salário mínimo sobre o mercado informal, os autores não fornecem nenhuma evidência que comprove que o salário do setor formal (capitalista) influencia a renda do informal. Mas, mesmo assim, concluem ao final: “Nossa conclusão, ao contrário, sugere que, principalmente numa economia inflacionária, a fixação e os reajustes de salário mínimo têm por objetivo central ‘ordenar’ o mercado de trabalho, podendo tanto servir para aumentar como para rebaixar a taxa de salários da economia, tal como a experiência brasileira das últimas décadas parece demonstrar cabalmente.” (Souza & Baltar, 1979. p. 659.)

Deseja-se destacar que os autores mencionados, apesar da veemência com que defendem as suas posições, apresentam poucas e fracas evidências que possam sustentar suas hipóteses. No tocante ao primeiro aspecto — a relevância ou não do salário mínimo — apresentam apenas correlações entre salários mínimo e médio. Estas, entretanto, não garantem *a priori* a relevância ou não do salário mínimo na formação da taxa de salário. Quanto ao segundo item — a relação entre os salários dos mercados regulamentado e não-regulamentado e as rendas do trabalho do setor informal —¹⁰ nenhum deles mostra sequer uma evidência que sustente suas posições. A conclusão do debate é que, no mínimo, foi inconcluso.

Correlações entre o salário mínimo e a taxa de salário

Partindo do debate anterior, outros autores passam a apresentar novas evidências a fim de avaliar a relevância da política de salário mínimo. Dentre estes, destacam-se os trabalhos de Bacha & Taylor (1978), Drobny & Wells (1983) e Velloso (1990).

Com base nas informações sobre o salário mediano da indústria da cidade do Rio de Janeiro entre 1952 e 1975, Bacha & Taylor (1978) estimam uma equação que relaciona, em termos reais, o salário mediano ao salário mínimo e ao produto interno bruto *per capita*. A variável explicativa salário mínimo visa captar o efeito da política salarial, enquanto o produto interno *per capita* procura apreender o impacto do crescimento da produtividade. O salário mediano, por sua vez, é usado como uma *proxy* para a taxa de salário.

Os resultados da regressão indicam que existe uma relação significativa entre os salários mediano e mínimo reais, onde a elasticidade estimada gira em torno de 0,5. Por sua vez, a elasticidade estimada do produto interno *per capita* situa-se por volta de 0,2. Com isso, os autores concluem que o salário mínimo é, em certa medida, relevante para a formação da taxa de salário.

Seguindo essa mesma linha, Drobny & Wells (1983) estimam uma regressão, empregando informações sobre o salário-hora dos serventes da construção civil das 26 unidades da federação brasileira para os anos de 1969 a 1979. Na equação, a variável dependente é o salário-hora dos serventes da construção civil e a variável independente é o salário mínimo por hora. Fazendo uma análise tanto em corte transversal quanto em séries temporais, e utilizando valores nominais, concluem que, na maioria das regiões, as taxas de salário dos serventes das empresas do setor da construção civil são explicadas pelo salário mínimo oficial.

Velloso (1990), por sua vez, estima recentemente algumas regressões com base nos dados da Pnad (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) para nove regiões metropolitanas do país para o período de 1976 a 1986. São duas as especificações básicas que utilizou:

$$\ln (w/p)_{ijk} = a + b \ln (sm/p)_{ijk} + U_{ijk}$$

$$\ln (w/p)_{ijk} = a + b \ln (sm/p)_{ijk} + c TDA_{ijk} + U_{ijk}$$

¹⁰ Entende-se por setor formal o conjunto de atividades e trabalhadores inseridos em atividades organizadas de forma tipicamente capitalista e com base em trabalho assalariado, que pode ser registrado (seguindo a legislação trabalhista vigente) ou não-registrado (à margem da mesma, em geral acordos verbais). O setor informal, por outro lado, é composto por trabalhadores que simultaneamente são trabalhadores e patrões de si mesmos, em geral trabalhadores por conta própria e microprodutores.

Onde:

$\ln(w/p)_{ijk}$ = logaritmo do salário médio (mediano) real dos empregados não-qualificados no mês i , do ano j , na região metropolitana k ;

$\ln(w/p)_{ijk}$ = logaritmo do salário mínimo real no mês i , do ano j , na região metropolitana k ;

TDA_{ijk} = taxa de desemprego aberta no mês i , do ano j , na região metropolitana k ;

U_{ijk} = perturbação estocástica com média zero.

Estimando essas equações para os casos dos empregados não-qualificados com e sem carteira assinada, o autor obtém os seguintes resultados: para os empregados com carteira assinada, os coeficientes estimados do salário mínimo real e da taxa de desemprego aberta são significativos a 1% e robustos; já para o caso dos sem carteira, os coeficientes estimados não são significativos a 1 ou 5%, como também o autor não encontra evidências de que sejam robustos. E assim, conclui:

“Nos casos dos empregados com carteira assinada, os resultados da análise de regressão nitidamente confirmam a relevância de ambas as variáveis explicativas (SM real e TDA). Na maioria das regressões, entretanto, a elasticidade do salário mínimo é menor do que 1. No caso dos sem carteira assinada os resultados não são conclusivos.” (Velloso, 1990. p. 513.)

Todos estes últimos estudos mostram, cada um a seu modo, a existência de uma correlação entre o salário mínimo e a taxa de salário no Brasil. No caso de Velloso (1990) há uma maior qualificação do argumento, pois ele mostra que nada se pode concluir dessa relação quanto aos trabalhadores sem registro em carteira de trabalho — ou seja, do mercado de trabalho não-regulamentado.

Embora todos esses resultados mostrem de alguma forma a relevância do salário mínimo na formação da taxa de salário no Brasil, todos os trabalhos consideram *a priori* que a relação de causalidade é do salário mínimo para o salário médio. Ora, nada garante que exista essa causalidade e, portanto, os resultados que daí decorrem apenas mostram a existência de correlação entre o salário mínimo e o salário médio dos empregados não-qualificados. O sentido da causalidade não está garantido de antemão.

A fim de acrescentar uma nova informação a todo esse debate e qualificar melhor os resultados já obtidos, este trabalho apresenta evidências sobre um teste de causalidade entre salário mínimo e salário médio dos empregados com e sem carteira assinada, como também verifica se existe alguma relação de causalidade entre os salários desses dois grupos de trabalhadores. Para tanto, utilizam-se os dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) da Fundação IBGE para a região metropolitana de São Paulo — obedecendo a um critério de homogeneidade espacial e de existência de um mercado de trabalho com características bem definidas.

3. O teste de causalidade

O teste empregado é identificado pelo nome do autor que o propôs — de causalidade de Granger.¹¹ Esse conceito encontra-se fundamentado em dois axiomas: a) a causa precede o efeito, ou seja, há uma antecedência temporal da causa com relação ao efeito; e b) a causa

¹¹ Conforme Granger (1969).

contém alguma informação a respeito do efeito. Portanto, o conceito testável de causalidade proposto por Granger é:

“Se $\sigma^2(X/U) < \sigma^2(X/U - Y)$, diz-se que Y causa X , denotado por $Y_t \Rightarrow X_t$. Dizemos que Y_t está causando X_t , caso X_t seja mais bem previsto usando-se todas as informações disponíveis, do que se forem usadas todas as informações, exceto as contidas em Y_t .” (Granger, 1969. p. 428.)

Onde:

X é uma série estacionária e estocástica;

$P_t(X/U)$ é o previsor ótimo de X_t , restrito ao universo de informações de U ;

$X_t - P_t(X/U)$ é o erro de previsão;

$\sigma^2(X/U)$ é a variância do erro de previsão.

Dessa forma, Y causa X , no sentido de Granger, se a variância do erro de previsão de X_t , utilizando todas as informações contidas em U , for menor que a variância do erro de previsão de X_t , se não for considerado Y . Logo, tem-se que:

a) Y causa X , se $\sigma^2(X/U) < \sigma^2(X/U - Y)$;

b) X causa Y , se $\sigma^2(Y/U) < \sigma^2(Y/U - X)$;

c) existe realimentação entre X e Y , se $\sigma^2(X/U) < \sigma^2(X/U - Y)$ e $\sigma^2(Y/U) < \sigma^2(Y/U - X)$;

d) X e Y são independentes entre si, se $\sigma^2(X/U) = \sigma^2(X/U - Y)$ e $\sigma^2(Y/U) = \sigma^2(Y/U - X)$;

e) existe causalidade instantânea, se $\sigma^2(X/U) = \sigma^2(X/U - Y + Y_t) < \sigma^2(X/U - Y)$, onde Y_t é o valor de Y no instante t .

Restringindo o universo de informações (U) às séries X e Y e usando previsores lineares, tem-se o teste de causalidade de Granger:

$$X_t = \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + E_t$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + N_t$$

$E(E_t E_s) = 0 = E(N_t N_s)$ para s diferente de t , e $E(E_t N_s) = 0$ para todo t e s .

Empregando-se mínimos quadrados ordinários, estimam-se as equações acima. Y causa X se os b_j , em conjunto, forem diferentes de zero; e X causa Y se os c_j , em conjunto, forem diferentes de zero.

Deseja-se destacar que, se uma série não for estacionária, a variância depende do tempo. Portanto, no caso de aplicação do teste de causalidade, a relação encontrada será a existente no último instante da série. Para evitar esse problema, deve-se verificar se as séries de salário mínimo real (SMR), salário médio real dos empregados com carteira assinada (SMCR) e salário médio real dos empregados sem carteira (SMSR) são estacionárias. Para tanto foram utilizados os testes de raízes unitárias propostos por Said & Dickey, conhecidos como teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF).¹²

¹² Conforme Said & Dickey (1984).

Testes de Dickey-Fuller

Considera-se que uma variável é integrada de ordem (d) se forem necessárias d diferenças para torná-la estacionária. Portanto, o teste de Granger será aplicado àquelas séries que forem integradas de ordem zero — $I(0)$.

Seja:

$$Y_t = \mu + \gamma Y_{t-1} + Bt + E_t$$

Subtraindo-se Y_{t-1} dos dois lados da equação, temos:

$$\Delta Y_t = \mu + \rho Y_{t-1} + Bt + E_t$$

onde $\rho = (\gamma - 1)$.

O teste ADF consiste em verificar a significância de ρ baseado em uma estatística de Student (t), em uma distribuição não-normal. Ou seja, testa-se o seguinte modelo:

$$H_0 : \rho = 0$$

$$H_a : \rho < 0$$

$$\Delta Y_t = E_t$$

$$\Delta Y_t = \mu + \rho Y_{t-1} + E_t$$

$$\Delta Y_t = E_t + B$$

$$\Delta Y_t = \mu + \rho Y_{t-1} + Bt + E_t$$

onde, E_t é $iid_N(0, \sigma^2_{s,t})$, para $t = 1, 2, \dots, n$ e $Y_0 = 0$.

Caso H_0 seja aceita, temos que $\gamma = 1$, ou seja, que Y_t possui raiz unitária. Isso significa que não se pode rejeitar a hipótese de que a série seja não-estacionária. Como E_t deve ser iid , as estatísticas t de Student a serem testadas são obtidas a partir das seguintes regressões:

$$\Delta Y_t = \mu + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \theta_i \Delta Y_{t-i} + E_t \quad (I)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \rho Y_{t-1} + Bt + \sum_{i=1}^m \theta_i \Delta Y_{t-i} + E_t \quad (II)$$

A observação dos valores das estatísticas do Ljung-Box e do Durbin-Watson sobre a aleatoriedade dos resíduos levou a concluir que as melhores especificações da equação (I) para as variáveis SMR, SMCR e SMSR são aquelas que consideram m igual a 6, 12 e 0, respectivamente. As melhores especificações da equação (II) para as variáveis CMR, SMCR e SMSR são aquelas cujo m considerado foi 9, 12 e 4, respectivamente.

Os resultados dos testes de raízes unitárias encontram-se expostos na tabela abaixo:

Variável	T _v	T _T
SMR	-1,77429	-2,40823
SMCR	-2,77284	-2,64114
SMSR	-2,58401	-3,10189
Valores críticos ¹³		
5%	-2,88678	-3,4494

A hipótese nula de que as variáveis possuem raízes unitárias foi aceita ao nível de 5%, ou seja, existem evidências de que as séries são não-estacionárias. Diante desse fato foi aplicada a primeira diferença às séries SMR, SMCR e SMSR.

Os valores de T_v foram obtidos a partir da equação (I) para as primeiras diferenças das variáveis SMR, SMCR e SMSR considerando-se *m* igual a 5, 10 e 0, respectivamente. Os valores de T_T para as primeiras diferenças de SMR, SMCR e SMSR foram obtidos a partir da equação (II) com *m* igual a 5, 12 e 0, respectivamente. Os valores de T_v e T_T estão na tabela abaixo:

Variável	T _v	T _T
SMR	-4,09081	-4,07418
SMCR	-7,03113	-7,00625
SMSR	-10,31445	-10,26360
Valores críticos ¹⁴		
5%	-2,88678	-3,4494

Como se pode verificar, a hipótese nula de que as variáveis possuem raízes unitárias é rejeitada ao nível de 5%. Esse fato leva a concluir que as variáveis são integradas de ordem zero, ou seja, estacionárias. Portanto, é possível aplicar o teste de causalidade às primeiras diferenças das séries.

Testes de Granger

Considerando as primeiras diferenças das séries originais, ou seja, DSMR (Primeira Diferença do Salário Mínimo Real), DSMCR (Primeira Diferença do Salário Médio Real dos Empregados com Carteira Assinada) e DSMSR (Primeira Diferença do Salário Médio Real dos Empregados Sem Carteira Assinada), foram estimadas as seguintes equações para verificar o sentido da causalidade entre o SMR e o SMCR:

$$DSMCR = c_1 + \sum_{i=1}^{12} a_i \text{ DSMCR}_{t-i} + \sum_{i=1}^8 b_i \text{ DSMR}_{t-i} + E_t \quad (1)$$

$$DSMCR = c_2 + \sum_{i=1}^{12} a'_i \text{ DSMCR}_{t-i} + \sum_{i=0}^8 b'_i \text{ DSMR}_{t-i} + N_t \quad (2)$$

¹³ Valores obtidos a partir da metodologia proposta por Mackinnon (1991).

¹⁴ Cf. Mackinnon (1991).

$$\text{DSMCR} = c_3 + \sum_{i=1}^{12} d_i \text{DSMCR}_{t-i} + u_t \quad (3)$$

$$\text{DSMR} = c_4 + \sum_{i=1}^{12} g_i \text{DSMR}_{t-i} + \sum_{i=1}^8 h_i \text{DSMCR}_{t-i} + e_t \quad (4)$$

$$\text{DSMR} = c_5 + \sum_{i=1}^{12} g'_i \text{DSMR}_{t-i} + \sum_{i=0}^8 h'_i \text{DSMCR}_{t-i} + n_t \quad (5)$$

$$\text{DSMR} = c_6 + \sum_{i=1}^{12} d'_i \text{DSMR}_{t-i} + M_t \quad (6)$$

O número de *lags* considerados na especificação das equações (1) a (6) garante que os resíduos sejam ruídos brancos. Os valores de *F* necessários à identificação do sentido de causalidade encontram-se na tabela abaixo:

SMR => SMCR	$F_{(8,69)} = 2,61^*$
SMR _(t) => SMCR	$F_{(1,68)} = 3,77$
SMCR => SMR	$F_{(8,69)} = 0,77$
SMCR _(t) => SMR	$F_{(1,65)} = 2,75$

* Significante a 5%.

Pode-se concluir, portanto, que a causalidade no sentido de Granger flui unidirecionalmente do SMR para o SMCR; e que não existe causalidade instantânea entre SMR e SMCR.

Adicionalmente, para verificar o sentido da causalidade entre SMR e SMSR, foram estimadas as seguintes equações:

$$\text{DSMSR} = c_1 + \sum_{i=1}^{12} a_i \text{DSMSR}_{t-i} + \sum_{i=1}^8 \text{DSMR}_{t-i} + E_t \quad (7)$$

$$\text{DSMSR} = c_2 + \sum_{i=1}^{12} a'_i \text{DSMSR}_{t-i} + \sum_{i=0}^8 b'_i \text{DSMR}_{t-i} + N_t \quad (8)$$

$$\text{DSMSR} = c_3 + \sum_{i=1}^{12} d_i \text{DSMSR}_{t-i} + u_t \quad (9)$$

$$\text{DSMR} = c_4 + \sum_{i=1}^{12} g_i \text{DSMR}_{t-i} + \sum_{i=1}^8 h_i \text{DSMSR}_{t-i} + e_t \quad (10)$$

$$\text{DSMR} = c_5 + \sum_{i=1}^{12} g'_i \text{DSMR}_{t-i} + \sum_{i=0}^8 h'_i \text{DSMSR}_{t-i} + n_t \quad (11)$$

$$\text{DSMR} = c_6 + \sum_{i=1}^{12} d'_i \text{DSMR}_{t-i} + M_t \quad (12)$$

Da mesma forma que nas equações anteriores, os *lags* utilizados garantem que os resíduos sejam ruídos brancos. Os valores de *F* necessários à identificação do sentido da causalidade estão na tabela a seguir:

SMR => SMSR	$F_{(8,69)} = 1,77$
$SMR_{(t)} => SMSR$	$F_{(1,68)} = 0,98$
SMSR => SMR	$F_{(8,69)} = 1,13$
$SMSR_{(t)} => SMR$	$F_{(1,68)} = 1,19$

Nesse caso, pode-se concluir que, ao nível de 5%, o SMR e o SMSR são independentes.

Por fim, foi verificado o sentido da causalidade entre SMCR e SMSR, estimando-se as seguintes equações:

$$DSMCR = c_1 + \sum_{i=1}^{12} a_i \text{ DSMCR}_{t-i} + \sum_{i=1}^8 b_i \text{ DSMSR}_{t-i} + E_t \quad (13)$$

$$DSMCR = c_2 + \sum_{i=1}^{12} a'_i \text{ DSMCR}_{t-i} + \sum_{i=0}^8 b'_i \text{ DSMSR}_{t-i} + N_t \quad (14)$$

$$DSMCR = c_3 + \sum_{i=1}^{12} d_i \text{ DSMCR}_{t-i} + U_t \quad (15)$$

$$DSMSR = c_4 + \sum_{i=1}^{12} g_i \text{ DSMSR}_{t-i} + \sum_{i=1}^8 h_i \text{ DSMCR}_{t-i} + e_t \quad (16)$$

$$DSMSR = c_5 + \sum_{i=1}^{12} g'_i \text{ DSMSR}_{t-i} + \sum_{i=0}^8 h'_i \text{ DSMCR}_{t-i} + M_t \quad (17)$$

$$DSMSR = c_6 + \sum_{i=1}^{12} d'_i \text{ DSMSR}_{t-i} + u_t \quad (18)$$

Os valores de F necessários à identificação do sentido da causalidade são os seguintes:

SMCR => SMSR	$F_{(8,69)} = 0,54$
$SMCR_{(t)} => SMSR$	$F_{(1,68)} = 115,43^*$
SMSR => SMCR	$F_{(8,69)} = 0,85$
$SMSR_{(t)} => SMCR$	$F_{(1,68)} = 105,8^*$

* Significante ao nível de 5%.

Pode-se inferir que o SMSR e o SMCR são independentes. Deseja-se destacar, outrossim, que existe causalidade instantânea entre as variáveis, e que portanto não é possível determinar o sentido da causalidade.

4. Considerações finais

A principal preocupação deste trabalho foi adicionar informações acerca da influência do salário mínimo na formação dos salários dos empregados registrados e não-registrados do mercado de trabalho.

A seleção desses estratos de trabalhadores prendeu-se a dois motivos. Em primeiro lugar, os assalariados não-registrados aumentaram expressivamente sua participação relativa nos

mercados de trabalho urbanos nos anos 80.¹⁵ Em segundo lugar, este estudo entende que a determinação do emprego e da renda dos trabalhadores por conta própria e a dos assalariados diferem, além desses dois grupos apresentarem pequeno grau de substitutibilidade. O emprego e a renda dos trabalhadores por conta própria estão subordinados ao funcionamento do mercado de bens e serviços, enquanto essas determinações para os assalariados, inclusive os não-registrados, encontram-se centradas no mercado de trabalho.

Aplicou-se o teste direto de Granger para detectar o sentido da causalidade entre o salário mínimo real (SMR) e o salário médio real dos empregados com carteira assinada (registrados) (SMCR); o salário mínimo real (SMR) e o salário médio real dos empregados sem carteira assinada (não-registrados) (SMSR); e entre os salários médios reais desses dois grupos do mercado de trabalho (SMCR e SMSR).

A base de dados originou-se da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) da Fundação IBGE para a região metropolitana de São Paulo para o período compreendido entre junho de 1982 e dezembro de 1990.

Os resultados dos testes mostraram que existe causalidade, no sentido de Granger, fluindo unidirecionalmente do salário mínimo real para o salário médio real dos empregados com carteira assinada; que salário mínimo real e salário médio dos empregados sem carteira assinada são independentes; e que existe causalidade instantânea entre salário médio dos empregados com carteira assinada e aquele dos sem carteira assinada. Isso permitiu concluir que, nesse período, na área metropolitana de São Paulo, o salário mínimo real influenciou o nível de salário médio dos empregados registrados — ou seja, do mercado regulamentado de trabalho — e não influenciou o salário médio dos empregados não-registrados —, ou seja, do mercado não-regulamentado de trabalho.

Essas novas evidências inserem-se no debate, corroborando a tese de que, no Brasil, o salário mínimo influencia a formação da taxa de salário do mercado de trabalho regulamentado. Reforçam, portanto, as conclusões de Velloso (1990) de que o coeficiente do salário mínimo real com relação ao salário médio real dos empregados não-qualificados e com carteira de trabalho assinada é significativo e robusto. Quanto aos empregados sem carteira assinada, esse autor mostrou que nada se podia concluir. Este estudo complementa a informação anterior, mostrando, ademais, que não existe relação de causalidade entre os salários mínimo real e médio real dos empregados sem registro.

Os resultados obtidos vão de encontro também às evidências produzidas por Bacha & Taylor (1978) e por Drobny & Wells (1983) de que o salário mínimo influencia os salários medianos da indústria e os salários médios dos serventes da construção civil, respectivamente. Não invalidam a interpretação de Souza & Baltar (1979 e 1980) de que o salário mínimo é um dos elementos determinantes da taxa de salário da economia. E portanto não confirmam hipóteses de que o salário mínimo não tenha relevância para a composição dos salários do mercado de trabalho urbano nesse período.

Segundo os autores deste texto, as evidências encontradas podem ser explicadas por pelo menos duas racionalizações. A primeira é que, no mercado regulamentado de trabalho, a hierarquia salarial das empresas tem como padrão o salário mínimo; ou este último é referência para a fixação dos salários-base que resultam da negociação entre empresas e sindicatos ou de dissídios trabalhistas. A segunda é que o mercado não-regulamentado de trabalho, além

¹⁵ A participação relativa dos empregados sem carteira de trabalho assinada aumentou no mercado de trabalho urbano brasileiro de 23 para 34% entre 1976 e 1989.

de mais competitivo, caracteriza-se por contratos verbais e acordos mais recorrentes e sem barreiras entre as partes, sofrendo pouca ou nenhuma influência da legislação trabalhista.

Referências bibliográficas

- Bacha, E. & Taylor, L. Brazilian income distribution in the 1960's. *The Journal of Development Studies*, 14(3), 1978.
- Cacciamali, M. C. As economias informal e submersa: conceitos e distribuição de renda. In: Camargo, J. M. & Giambiagi, F. *A distribuição de renda no Brasil*. Rio de Janeiro, Paz e Terra, 1991.
- . Características e evolução do mercado de trabalho não-regulamentado na Grande São Paulo. *Seminário Instituciones Laborales frente a los Cambios en América Latina*. ILS/Prealc, 24-27 maio 1993. Santiago, Chile, 1993.
- & Fernandes, R. Origem e diferenciais de salários entre os setores regulamentado e não-regulamentado do mercado de trabalho. *Seminário Labor Market Roots of Poverty in Brazil*. Ipea, 12-14 ago. 1992. Rio de Janeiro, 1992.
- Drobny, A. & Wells, J. A distribuição de renda e o salário mínimo no Brasil: uma revisão crítica da literatura existente. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 12(3), 1982.
- . Salário mínimo e distribuição de renda no Brasil: uma análise do setor da construção civil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 13(2), 1983.
- FIBGE. Pesquisa mensal de emprego. *Retrospectiva de 1982 a 1990*. Rio de Janeiro, 1990.
- . Pesquisa mensal de emprego. *Informe Anual — 1990*. Rio de Janeiro, 1992.
- Fishlow, A. Brazilian size distribution of income. *American Economic Review*, 62, May 1972.
- Granger, L. W. J. Investigating casual relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37, July 1969.
- Hoffman, R. Considerações recentes sobre a distribuição de renda no Brasil. *Revista de Administração de Empresas*, 13(2), 1973.
- & Duarte, J. C. A distribuição de renda no Brasil. *Revista de Administração de Empresas*, 12(3), 1972.
- Macedo, R. Uma revisão crítica da relação entre a política salarial pós-64 e o aumento da concentração da renda na década de 1960. *Estudos Econômicos*, 6(1), 1976.
- . Salário mínimo e distribuição de renda no Brasil. *Estudos Econômicos*, 11(1), 1981.
- & Garcia, M. E. *Observações sobre a política brasileira de salário mínimo*. IPE/USP, 1978 (Texto para Discussão, 27).
- . Salário mínimo e taxa de salário no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 10(3), 1980.
- Mackinnon, J. G. Critical values for cointegration test in long run economic relationships. In: Engle, R. F. & Granger, C. W. Oxford University Press, 1991.
- Reis, J. G. *Dinâmica de salários nominais: uma análise do setor da construção civil*. Dissertação de mestrado em economia apresentada na Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, 1985.
- Saboia, J. Política salarial e distribuição de renda: 25 anos de desencontros. In: Camargo, J. M. & Giambiagi, F. (orgs.). *Distribuição de renda no Brasil*. Rio de Janeiro, Paz e Terra, 1991.
- Said, S. & Dickey, D. Testing for a unit root in an autoregressive money average model of unknown order. *Econometrica*, 1984.

Souza, P. R. Salário e mão-de-obra excedente. *VI Encontro Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia*. São Paulo, 1978.

——— & Baltar, P. E. Salário mínimo e taxa de salários no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 9(3), 1979.

———. Salário mínimo e taxa de salários no Brasil — réplica. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 10(3), 1980.

Velloso, R. C. Salário mínimo e taxa de salários: o caso brasileiro. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 20(3), 1990.

Anexo 1

Estatística de Ljung-Box

Equação 1	$Q(22) = 10,05$
Equação 2	$Q(22) = 7,14$
Equação 3	$Q(22) = 13,48$
Equação 4	$Q(22) = 9,51$
Equação 5	$Q(22) = 10,30$
Equação 6	$Q(22) = 7,72$
Equação 7	$Q(22) = 11,66$
Equação 8	$Q(22) = 9,74$
Equação 9	$Q(22) = 8,93$
Equação 10	$Q(22) = 9,08$
Equação 11	$Q(22) = 8,91$
Equação 12	$Q(22) = 7,72$
Equação 13	$Q(22) = 11,33$
Equação 14	$Q(22) = 16,95$
Equação 15	$Q(22) = 13,48$
Equação 16	$Q(22) = 8,46$
Equação 17	$Q(22) = 13,22$
Equação 18	$Q(22) = 8,93$

Significante ao nível de 5%.

Estatística de Ljung-Box

$\Delta \text{SMR} = \rho \text{SMR}_{t-1} + \sum_{i=1}^6 \Delta \text{SMR}_{t-i} + E_t$	$Q(24) = 20,69$
$\Delta \text{SMCR} = \rho \text{SMCR}_{t-1} + \sum_{i=1}^{12} \Delta \text{SMCR}_{t-i} + E_t$	$Q(22) = 15,41$
$\Delta \text{SMSR} = \rho \text{SMSR}_{t-1} + E_t$	$Q(25) = 23,67$
$\Delta \text{SMR} = \rho \text{SMR}_{t-1} + Bt + \sum_{i=1}^9 \Delta \text{SMR}_{t-i} + E_t$	$Q(23) = 20,29$
$\Delta \text{SMCR} = \rho \text{SMCR}_{t-1} + Bt + \sum_{i=1}^{12} \Delta \text{SMCR}_{t-i} + E_t$	$Q(22) = 15,23$
$\Delta \text{SMSR} = \rho \text{SMSR}_{t-1} + Bt + \sum_{i=1}^4 \Delta \text{SMSR}_{t-i} + E_t$	$Q(24) = 20,29$
$\Delta \text{DSMR} = \rho \text{DSMR}_{t-1} + \sum_{i=1}^5 \Delta \text{DSMR}_{t-i} + E_t$	$Q(24) = 23,07$
$\Delta \text{DSMCR} = \rho \text{DSMCR}_{t-1} + \sum_{i=1}^{10} \Delta \text{DSMCR}_{t-i} + E_t$	$Q(22) = 22,97$
$\Delta \text{DSMSR} = \rho \text{DSMSR}_{t-1} + E_t$	$Q(25) = 26,88$
$\Delta \text{DSMR} = \rho \text{DSMR}_{t-1} + Bt + \sum_{i=1}^5 \Delta \text{DSMR}_{t-i} + E_t$	$Q(24) = 22,90$
$\Delta \text{DSMCR} = \rho \text{DSMCR}_{t-1} + Bt + \sum_{i=1}^{12} \Delta \text{DSMCR}_{t-i} + E_t$	$Q(22) = 22,41$
$\Delta \text{DSMSR} = \rho \text{DSMSR}_{t-1} + Bt + E_t$	$Q(25) = 26,88$

Significante ao nível de 1%.